



TITLE:

産業現場における有害物曝露濃度の時間的変動とその評価法(Dissertation_全文)

AUTHOR(S):

熊谷, 信二

CITATION:

熊谷, 信二. 産業現場における有害物曝露濃度の時間的変動とその評価法. 京都大学, 1998, 博士(工学)

ISSUE DATE:

1998-07-23

URL:

<https://doi.org/10.11501/3142212>

RIGHT:

②

産業現場における有害物曝露濃度の 時間的変動とその評価法

1998

熊谷 信二

目 次

第1章 序論 1

1. 1 有害物曝露による健康障害 1

1. 2 個人曝露濃度の評価の重要性 1

1. 3 個人曝露濃度の許容基準 3

1.3.1 1日平均曝露濃度に対する基準 3

1.3.2 短時間曝露濃度に対する基準 3

1. 4 個人曝露濃度の時間的変動 4

1.4.1 時間的変動の重要性 4

1.4.2 個人曝露濃度の分布 4

1.4.3 個人曝露濃度の自己相関 5

1. 5 個人曝露濃度の評価法 5

1. 6 本研究の目的と概要 5

文献 1 7

第2章 短時間曝露濃度の連続測定器の開発 9

2. 1 はじめに 9

2. 2 連続測定器の構成 10

2. 3 連続測定器の性能試験方法 13

2.3.1 捕集管間の流量変動 13

2.3.2 標準ガスの捕集試験 13

2. 4 結果 14

2.4.1 捕集管間の流量変動 14

2.4.2 標準ガスの捕集試験結果 14

2. 5 考察 14

2. 6 結論 15

文献 2 15

第3章 短時間曝露濃度の日内変動の性質とその大きさ 16

第1節 短時間曝露濃度の分布型 16

3. 1 はじめに 16

3. 2 方法 16

3.2.1 対象労働者 16

3.2.2 曝露濃度の測定 17

3.2.3 短時間曝露濃度の分布型の検討 18

3.2.3.1 正規分布仮説と対数正規分布仮説の検討 18

3.2.3.2 対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説の検討 18

3. 3 結果 19

3.3.1 C(7.5m)、C(15m)、C(30m)および C(60m)の時系列データ 19

3.3.2	止規分布仮説と対数正規分布仮説	19
3.3.2.1	Shapiro–Wilk W-検定	19
3.3.2.2	正規確率紙へのプロット	21
3.3.3	対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説	25
3.3.3.1	Kolmogorov–Smirnov 検定	25
3.3.3.2	サンプル累積度数 vs. 推定累積度数	25
3. 4	考察	28
3.4.1	正規分布仮説と対数正規分布仮説	28
3.4.2	対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説	28
3. 5	結論	30
文献 3. 1		34
第 2 節	短時間曝露濃度の自己相関	36
3. 6	はじめに	36
3. 7	方法	36
3. 8	結果	38
3.8.1	連続する短時間曝露濃度間の相関	38
3.8.2	C(7.5m)の自己相関関数	40
3.8.3	曝露濃度の平均化時間が自己相関に与える影響	43
3.8.4	全ケースの自己相関係数の平均値	43
3. 9	考察	44
3.9.1	連続する短時間曝露濃度の相関	44
3.9.2	自己相関関数について	45
3.9.3	自己相関を考慮したサンプリング計画	45
3. 1 0	結論	46
3. A	第 2 節の付録	47
文献 3. 2		49
第 3 節	平均化時間の変化に伴う短時間曝露濃度の日内分布のパラメータの変化	50
3. 1 1	はじめに	50
3. 1 2	方法	50
3.12.1	標本幾何平均値および標本幾何標準偏差の算出	50
3.12.2	異なる平均化時間の曝露濃度分布の推定	51
3.12.2.1	Larsen の式を用いる方法（Larsen 法）	51
3.12.2.2	ケースごとに自己相関を考慮する方法（固有自己相関法）	51
3.12.2.3	全ケースに平均的な自己相関を仮定する方法（平均自己相関法）	52
3.12.2.4	ランダム変動を仮定する方法（ランダム法）	52
3. 1 3	結果	53
3.13.1	短時間曝露濃度の日内分布の幾何平均値および幾何標準偏差	53
3.13.2	Larsen 法による推定	53

3.13.3	自己相関を考慮した推定	56
3.13.4	ランダム法による推定	58
3. 1 4	考察	58
3. 1 5	結論	61
文献 3. 3		61

第 4 節	産業現場における短時間曝露濃度の日内変動の大きさ	62
3. 1 6	はじめに	62
3. 1 7	方法	62
3.17.1	対象労働者	62
3.17.2	曝露濃度の測定	62
3.17.3	各パラメータの算出	64
3.17.4	短時間曝露濃度の変動の大きさに影響する要因の検討	64
3. 1 8	結果	64
3.18.1	対象労働者の 1 日平均曝露濃度の分布	64
3.18.2	短時間曝露濃度の標本幾何平均値および標本幾何標準偏差	66
3.18.3	短時間曝露濃度の変動の大きさに影響する要因	68
3. 1 9	考察	68
3.19.1	対象労働者の代表性	68
3.19.2	短時間曝露濃度の変動性	69
3.19.3	短時間曝露濃度の変動の大きさに影響する要因	70
3. 2 0	結論	70
文献 3. 4		77

第 4 章	短時間曝露濃度の評価法	78
4. 1	はじめに	78
4. 2	15 分間平均値の評価法	78
4.2.1	測定時間帯の選択と評価法	78
4.2.2	全勤務時間から測定時間帯をランダムに選択した場合の評価法	78
4.2.2.1	基準値と比較するべき値	78
4.2.2.2	C(15m,max)の評価法	79
4.2.2.3	評価の手順とその例	80
4.2.3	高濃度曝露の時間帯を選択した場合の評価法	82
4. 3	30 分間平均値および 60 分間平均値の評価法	84
4. 4	考察	84
4.4.1	評価法の有用性	84
4.4.2	各曝露区分の意味	85
4.4.3	本評価法の限界	85
4. 5	結論	85
文献 4		86

第5章	1日平均曝露濃度の日間変動の性質とその大きさ	87
第1節	1日平均曝露濃度の分布型および自己相関	87
5. 1	はじめに	87
5. 2	方法	87
5.2.1	対象労働者および測定期間	87
5.2.2	曝露濃度の測定	88
5.2.2.1	アセトンおよびノルマンヘキサン曝露濃度	88
5.2.2.2	トルエンおよびキシレン曝露濃度	88
5.2.3	1日平均曝露濃度の分布型の検討	89
5.2.3.1	正規分布仮説と対数正規分布仮説の検討	89
5.2.3.2	対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説の検討	89
5.2.4	1日平均曝露濃度の自己相関の検討	89
5. 3	結果	89
5.3.1	正規分布仮説と対数正規分布仮説	89
5.3.2	対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説	91
5.3.3	1日平均曝露濃度の自己相関	91
5. 4	考察	95
5. 5	結論	95
文献	5. 1	96
第2節	産業現場における1日平均曝露濃度の日間変動の大きさ	97
5. 6	はじめに	97
5. 7	方法	97
5.7.1	対象労働者と測定日の選定	97
5.7.2	曝露濃度の測定	98
5.7.3	標本幾何平均値および標本幾何標準偏差の算出	99
5.7.4	2日間測定値から算出した幾何標準偏差の補正に関する検討	99
5. 8	結果	100
5.8.1	1日平均曝露濃度の標本幾何平均値 ($m_g(8h)$) および標本幾何標準偏差 ($s_{g2}(8h)$)	100
5.8.2	$s_g(8h)$ と $s_{g2}(8h)$ の関係	100
5. 9	考察	102
5.9.1	対象労働者の代表性	102
5.9.2	1日平均曝露濃度の日間変動の代表値	103
5. 10	結論	104
文献	5. 2	109
第6章	1日平均曝露濃度の評価法	110
6. 1	はじめに	110
6. 2	基準値と比較すべき値	110

6. 3	1日平均曝露濃度の最高値と基準値の比較	110
6. 4	1日平均曝露濃度の算術平均値と基準値の比較	112
6. 5	1日測定値に対する曝露水準	113
6. 6	考察	114
6.6.1	評価の及ぶ範囲	114
6.6.2	$C(8h,max)$ と $\mu(8h)$ について	114
6.6.3	各曝露区分の意味	114
6.6.4	$\sigma_g(8h)=1.75$ を使用した評価法と $\sigma_g(8h)=2.38$ を使用した評価法	114
6. 7	結論	115
文献	6	115

第7章	総括	116
-----	----	-----

付録	逆ガウス分布について	122
A. 1	はじめに	122
A. 2	逆ガウス分布と対数正規分布の比較	122
A. 3	データよりのパラメータの推定	125
A. 4	逆ガウス分布のパーセンタイル	126
A. 5	平均化時間の変化に伴う逆ガウス分布のパラメータの変化	129
A. 6	まとめ	131
文献	付録	131

略語一覧

W 統計値	Shapiro–Wilk W -検定の統計値
KS 統計値	Kolmogorov–Smirnov 検定の統計値
$E[X]$	変数 X の期待値
$\text{Var}[X]$	変数 X の分散
$\text{Cov}[X,Y]$	変数 X および Y の共分散
CV	変動係数
T -min TWA	T 分間時間荷重平均値
$C(Tm)$	同上
$\rho(Tm,\Delta t)$	時間間隔 Δt での $C(Tm)$ の自己相関係数
$r(Tm,\Delta t)$	時間間隔 Δt での $C(Tm)$ の標本自己相関係数
$\mu_g(Tm)$	$C(Tm)$ の幾何平均値
$\sigma_g(Tm)$	$C(Tm)$ の幾何標準偏差
$m_g(Tm)$	$C(Tm)$ の標本幾何平均値
$s_g(Tm)$	$C(Tm)$ の標本幾何標準偏差
$m_g(TNm,Tm)$	$m_g(Tm)$ および $s_g(Tm)$ を基にして推定した $C(TNm)$ の幾何平均値
$s_g(TNm,Tm)$	$m_g(Tm)$ および $s_g(Tm)$ を基にして推定した $C(TNm)$ の幾何標準偏差
$m_{gL}(TNm,Tm)$	Larsen 法を用いて推定した $m_g(TNm,Tm)$
$s_{gL}(TNm,Tm)$	Larsen 法を用いて推定した $s_g(TNm,Tm)$
$m_{gi}(TNm,Tm)$	固有自己相関法を用いて推定した $m_g(TNm,Tm)$
$s_{gi}(TNm,Tm)$	固有自己相関法を用いて推定した $s_g(TNm,Tm)$
$m_{gm}(TNm,Tm)$	平均自己相関法を用いて推定した $m_g(TNm,Tm)$
$s_{gm}(TNm,Tm)$	平均自己相関法を用いて推定した $s_g(TNm,Tm)$
$m_{gr}(TNm,Tm)$	ランダム法を用いて推定した $m_g(TNm,Tm)$
$s_{gr}(TNm,Tm)$	ランダム法を用いて推定した $s_g(TNm,Tm)$
$f(TNm,Tm)$	$C(Tm)$ の分散を $C(TNm)$ の分散に変換する場合の補正係数
PEL(15m)	15–min TWA に対する基準値
$C(15m,\text{max})$	$C(15m)$ の最高値
$K(15m)$	= (lnPEL(15m)–ln $m_g(15m)$)/ln $s_g(15m)$ 、 $C(15m)$ の評価に使用する統計量
$K_I(15m)$	第 1 曝露水準 $K(15m)$ と比較する値
$K_{II}(15m)$	第 2 曝露水準 $K(15m)$ と比較する値
$K_{III}(15m)$	第 3 曝露水準 $K(15m)$ と比較する値
$t_p(f,\delta)$	自由度 f、非心度 δ の非心 t -分布の p%点

8–h TWA	8時間時間荷重平均値
$C(8h)$	同上
$\mu_g(8h)$	$C(8h)$ の幾何平均値
$\sigma_g(8h)$	$C(8h)$ の幾何標準偏差
$m_g(8h)$	$C(8h)$ の標本幾何平均値
$s_g(8h)$	$C(8h)$ の標本幾何標準偏差
$s_{g2}(8h)$	2 日間の 1 日平均曝露濃度から算出した $C(8h)$ の標本幾何標準偏差
$m(8h)$	$C(8h)$ の標本算術平均値
$\rho(8h,\Delta t)$	時間間隔 Δt での $C(8h)$ の自己相関係数
$r(8h,d)$	時間間隔 d 日間での $C(8h)$ の標本自己相関係数
PEL(8h)	8–h TWA に対する基準値
$C(8h,1)$	$C(8h)$ の 1 日測定値
$C(8h,\text{max})$	$C(8h)$ の最高値
$\mu(8h)$	$C(8h)$ の算術平均値
$K(8h)$	= $C(8h,1)$ /PEL(8h)、8–h TWA の評価に使用する統計量
$K_I(8h,\text{max})$	第 1 曝露水準 $C(8h,\text{max})$ vs. PEL(8h)の場合において $K(8h)$ と比較する値
$K_{II}(8h,\text{max})$	第 2 曝露水準 $C(8h,\text{max})$ vs. PEL(8h)の場合において $K(8h)$ と比較する値
$K_{III}(8h,\text{max})$	第 3 曝露水準 $C(8h,\text{max})$ vs. PEL(8h)の場合において $K(8h)$ と比較する値
$K_I(8h,\mu)$	第 1 曝露水準 $\mu(8h)$ vs. PEL(8h)の場合において $K(8h)$ と比較する値
$K_{II}(8h,\mu)$	第 2 曝露水準 $\mu(8h)$ vs. PEL(8h)の場合において $K(8h)$ と比較する値
$K_{III}(8h,\mu)$	第 3 曝露水準 $\mu(8h)$ vs. PEL(8h)の場合において $K(8h)$ と比較する値

第1章 序論

1. 1 有害物曝露による健康障害

有害物を使用する産業現場では、これまで多くの中毒事例の報告がなされてきた。古くは、奈良の大仏の製作時に使用した水銀により、労働者の間に水銀中毒が発症したという説がある¹⁾。また、江戸時代には、金山などで働く坑夫に「よろけ」すなわち現在でいう「じん肺」が多発し、多くの者が若くして死亡した記録が残っている²⁾。近代になって科学技術のめざましい発展により人間の生活に有用な化学物質が多数合成されてきた。しかし、毒性の研究を十分行なわないまま、産業現場に導入されたため、多くの健康障害を生み出してきたのが実状である。たとえば、1960年代には、大阪市内のヘップサンダル製造工場で働く女性労働者7名が再生不良性貧血などで死亡している³⁾。生産工程で使用する接着剤に含有されるベンゼンに曝露されたためである。その後、ベンゼンに替わり「より安全な溶剤」としてノルマルヘキサンが導入され接着剤などに使用された。しかし、毒性の研究が不十分であったため、多くの労働者に多発性末梢神経障害を発症させている³⁾。

このような悲惨な歴史を教訓とし、有害物曝露による健康障害を予防するため、1960年にはじん肺法が、さらに1972年には労働安全衛生法が制定された。そして同年、有機溶剤中毒予防規則、特定化学物質等障害予防規則、鉛中毒予防規則などが制定され、労働安全衛生法体制が一応完成した。労働安全衛生法の中では、有害物を労働者に使用させる事業主に対して、定期的な特殊健康診断および作業環境測定とその評価を義務付けている。また、毒性の強い物質の使用禁止、有害物の発生源への局所排気装置の設置、あるいは労働者への防じんマスクや防毒マスクの提供などの規定が定められている。このような法的制度の整備や労働者の人権意識の向上により、産業現場での有害物濃度は低下する傾向にある⁴⁾。このため、以前のような極端な高濃度曝露による中毒事例は減少し、低濃度での長期曝露による生体影響の研究とその予防に関心が移りつつある。しかし、小零細企業では、主に経済的な理由から十分な対策がなされず、現在でも労働者への有害物の高濃度曝露が続いているのが現状である⁵⁾。

1. 2 個人曝露濃度の評価の重要性

有害物による健康障害を予防するためには、労働者の健康管理とともに作業場の環境管理が不可欠である。すなわち、毒性の強いものから毒性の弱い代替品への変更（例：アスベストからロックウールへ）、生産工程からの有害物の発散の防止（例：発生源の密閉化、局所排気装置など）、そして労働者の有害物吸入の防止（例：防塵マスク、防毒マスク）があげられる。このような環境管理を行なう上で重要な指針になるのが気中有害物濃度である。なぜならば、人間が有害物を体内に取り込む経路には、経気道、経口、経皮の3つがあるが、産業現場で起こり得る最大のものは、経気道、つまり呼吸による吸入だからである⁶⁾。したがって、気中有害物濃度をどのように評価するかは労働衛生分野における重要な課題であり続けてきた。

産業現場で気中有害物濃度という場合、2つの種類がある。ひとつは「個人曝露濃度」であり、労働者の呼吸域の有害物濃度のことである。ここで「呼吸域」とは口鼻から20～30cmの範囲を指している。健康障害は労働者が有害物を吸入することにより発症するので

あるから、個人曝露濃度こそが、適切に環境管理が行なわれているか、否かのもっとも重要な指標となり得る。

もうひとつは「作業環境濃度」であり、作業場のいくつかの測定点における有害物濃度のことである。個人曝露濃度が測定対象とする呼吸域が労働者の移動とともに移動するのに対して、作業環境濃度はある固定された地点での有害物濃度である。労働安全衛生法第65条は、有害物を使用する作業場の定期的な作業環境測定を事業主に対して義務づけている。作業環境測定基準⁷⁾によると、Figure 1.1のように作業場を格子で区切り、その交点の気中有害物濃度を測定することになっている（A測定）。また、(1)労働者が有害物の発生源の近くで固定して働いている場合、(2)労働者が有害物とともに移動しながら作業している場合、(3)間欠的に有害物を取り扱う場合には、その作業位置を測定点とし、その作業中に気中有害物濃度を測定することとなっている（B測定）。測定後、作業環境評価基準⁸⁾に基づき作業環境状態の評価を行い、第1管理区分、第2管理区分、第3管理区分に分類する。第1管理区分と評価された場合には、環境管理が適切であり、その状態を維持することになるが、第2管理区分、あるいは第3管理区分になった場合には、気中有害物濃度を低下させるための対策が要求されることになる（有機溶剤中毒予防規則第28条、特定化学物質等障害予防規則第36条、鉛中毒予防規則第52条、粉塵障害防止規則26条）。

このような作業環境濃度の測定とその評価に基づく環境管理が法的に義務づけられ、作業場の有害物濃度の低減に大きな役割を果たしてきたことは事実である⁹⁾。しかし、作業環境濃度の評価が第1管理区分であっても、そこで働く全ての労働者の曝露濃度が適切に管理されているとは限らない。興⁹⁾は、様々な作業場において作業環境濃度に基づく評価

とそこで働く労働者の個人曝露濃度を比較している。それによると、第1管理区分と評価された235カ所の作業場で働く労働者510名中492名の個人曝露濃度は管理濃度（作業環境評価のための基準値であり、ほとんどの有害物で許容濃度と同値である）以下であり、したがってこの作業環境評価法は妥当であるとしている。しかしながら、残りの18名（3.5%）の個人曝露濃度は管理濃度を超えていたのであり、これらの労働者にとって作業環境が適切であるとは言えないであろう。鶴飼¹⁰⁾も同様の検討を行い、第1管理区分と評価された作業場で働く労働者174名の中で4.0%の者の個人曝露濃度が許容濃度を超えていたと報告している。したがって、有害物曝露による健康障害を予防するためには、個人曝露濃度の測定とその評価が不可欠である。

1. 3 個人曝露濃度の許容基準

1.3.1 1日平均曝露濃度に対する基準

個人曝露濃度の評価のために、国や労働衛生機関では基準を定めている。基準の性格や呼称は機関によって異なる。日本産業衛生学会¹¹⁾は、1日8時間、週40時間程度の労働時間中に、繰り返し曝露されても大部分の労働者に健康影響を及ぼさないレベルとして基準値を定め、「許容濃度」と呼んでいる。米国産業衛生官会議（ACGIH）¹²⁾もほぼ同様の主旨の基準を定め、「Threshold Limit Value–Time–Weighted Average (TLV–TWA)」と呼んでいる。これらの基準値と比較するのは1日平均曝露濃度、すなわち8時間時間荷重平均値（8-hour Time–Weighted Average: 8-h TWA）である。ただし、8-h TWAの一定期間（たとえば1週間）の算術平均値が基準以下であればよいのか、あるいは毎日の8-h TWAが基準値以下でなければならないのかは明確に定められていない。

1.3.2 短時間曝露濃度に対する基準

一方、短時間の高濃度曝露による健康障害を予防するための基準も設定されている。日本産業衛生学会¹¹⁾では、特定の物質について、たとえ瞬間的にでも超えてはならない基準として「最大許容濃度」を定めている。しかし、実際には瞬間濃度の測定は困難なので、「長くとも5分間程度までの短時間の測定によって得られる最大の値」を最大許容濃度と比較すればよいとしている。また、その他の有害物に対し一括して「曝露濃度が最大になると予想される時間を含む15分間の平均曝露濃度（15-minute Time–Weighted Average: 15-min TWA）が許容濃度の数値の1.5倍を超えないことが望ましい」と定めている。

ACGIH¹²⁾の短時間曝露濃度に対する基準はもっと厳密であり、以下の3種類がある。

1) Threshold Limit Value–Short–Term Exposure Limit (TLV–STEL)

いくつかの物質について、(1)強い刺激、(2)慢性的あるいは不可逆的な生体組織の損傷、(3)強い麻酔性による、傷害事故の発生増加、自制心の喪失、あるいは作業能率低下、を防止するために「Threshold Limit Value–Short–Term Exposure Limit (TLV–STEL)」を定め、1日のどの15-min TWAも超えてはならないとしている。しかも、TLV–TWAを超えるがTLV–STEL以下の曝露を受ける時間は1回15分間以下とし、1日に4回までと制限し、かつそのような高濃度曝露が起こる間隔は60分間以上あなければならないと定めている。

2) Threshold Limit Value–Ceiling (TLV–C)

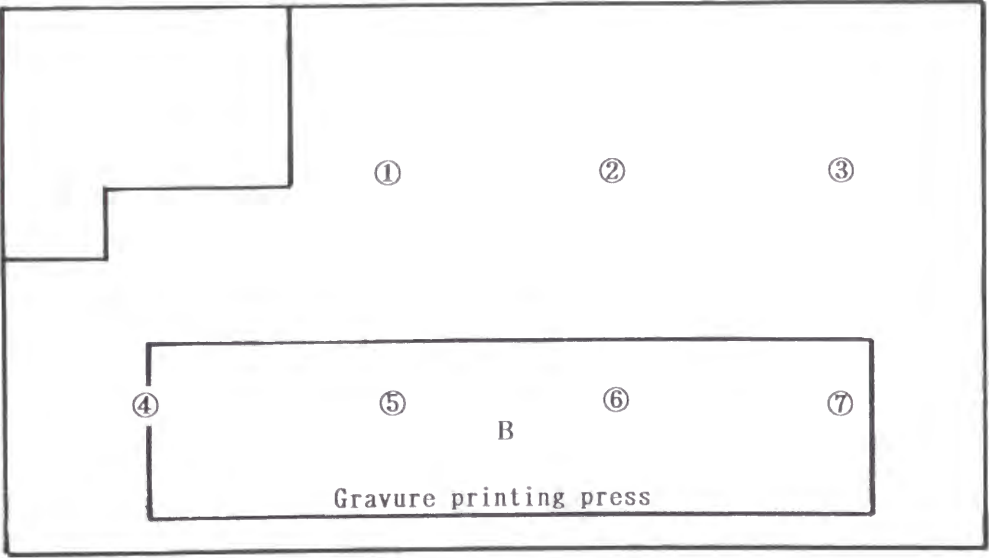


Figure 1.1 Example of sampling points according to the working environment measurements standard ①～⑦: Sampling points A, B: Sampling point B

特定の物質については「Threshold Limit Value–Ceiling (TLV–C)」を定めている。これは最大許容濃度のことであるが、TLV–Cを設定された物質の中でも、極めて短い時間の曝露でも強い刺激作用をもたらす物質以外は、便宜的に 15–min TWA を TLV–C と比較すればよいとしている。

3) Excursion Limits

TLV–STEL あるいは TLV–C が定められていない物質については、一括して、TLV–TWA の 3 倍を超える時間が 1 日のうち 30 分間を超えたり、あるいはごく短時間でも TLV–TWA の 5 倍を超えてはならないとしている。この基準は短時間曝露による生体影響の知見に基づくものではなく、曝露濃度の変動を一定レベル以下に押さえることにより、環境管理を適切に行なうという主旨で定められたものである。

1. 4 個人曝露濃度の時間的変動

1.4.1 時間的変動の重要性

個人曝露濃度は時間とともに変動している。このため労働者の有害物への曝露状態を完全に把握するためには、すべての時間帯の個人曝露濃度を測定することが必要である。しかし、実際には、それに要する労力と資金から考えてほぼ不可能である。したがって、少数の測定値を基にして個人曝露濃度を適切に評価しなければならず、そのためには個人曝露濃度の時間的変動の性質を明らかにする必要がある。

本研究では、個人曝露濃度の時間的変動を 2 つに分けて考えることにする。ひとつは短時間曝露濃度（たとえば 15–min TWA）の日内変動であり、もうひとつは 1 日平均曝露濃度（8–h TWA）の日間変動である。これらの変動は労働者個人内での時間的変動であり、労働者間の変動は含めていない。

1.4.2 個人曝露濃度の分布

労働者個人内の変動と労働者間の変動の両方を含めた個人曝露濃度の分布に関してはかなり多くの報告があるが^{13–18)}、個人内の変動に絞って分布を検討したものは数少ない。ある 1 人の労働者について 1 日平均曝露濃度を長期間測定することが困難なためであるし、また、短時間曝露濃度を連続して繰り返し測定できる携帯型の装置がなかったためである。

短時間曝露濃度の日内分布に関する報告には次のようなものがある。Sherwood¹⁹⁾は、石油労働者 7 名のベンゼン曝露濃度の 15–min TWA を対数正規確率紙にプロットし、近似的に対数正規型であることを示している。また、Jones²⁰⁾および Brief²¹⁾は、ベンゼン曝露労働者 1 名およびアセトン曝露労働者 1 名の 15–min TWA を対数正規確率紙にプロットして、近似的に対数正規型であることを示している。Juda²²⁾らは、鋳造労働者および宝石労働者 13 名の粉塵曝露濃度の 1–min TWA の分布について Kolmogorov–Smirnov 検定を用い対数正規仮説の検定を行っているが、棄却されたのは 1 名のみであったと報告している。

1 日平均曝露濃度の日間分布に関する報告はさらに少ない。Rappaport²³⁾は、鉛曝露労働者 6 名に関する調査データ²⁴⁾を Lilliefor 検定と対数正規確率紙により検討し、対数正規仮説が棄却されたのは 1 名のみであったと報告している。Waters ら²⁵⁾は、水銀曝露労働者 16 名に関する調査データ²⁶⁾を Shapiro–Wilk W–検定により検討し、対数正規仮説が棄却されたのは 1 名のみであったと述べている。

少数の測定値を用いて個人曝露濃度を効率よく、かつ適切に評価するためには、パラメトリックな評価法が望ましく、そのためには分布の型を仮定することが必要である²⁷⁾。上記の報告はそのための基礎資料となるが、まだ数が少ないと思われる。また、短時間曝露濃度の場合には、平均化時間が変化すれば分布も変化するので、その対数正規性が保たれる保証はない。したがってさらにデータを収集し、分布型を検討することが必要である。

1.4.3 個人曝露濃度の自己相関

個人曝露濃度は時間とともに変動しているが、その変化は断続的ではなく連続的である。したがって、ある時刻の曝露濃度はその前の時刻の曝露濃度に部分的に依存していると考えられる。このことを「個人曝露濃度の自己相関」と呼んでいる。本研究では、自己相関についても 2 つに分けて考える。ひとつは、短時間曝露濃度の日内における自己相関であり、もうひとつは 1 日平均曝露濃度の日間にわたる自己相関である。

短時間曝露濃度の日内における自己相関については、実際のデータを用いた研究は報告されていない。Roach²⁸⁾は、(1)有害物の発散速度のランダムな変動、(2)作業場内の有害物の瞬時的完全混合、(3)作業場の換気による曝露濃度の低下、という仮定に基づくモデルを提案し、短時間曝露濃度の時間的変動における自己相関の存在を理論的に説明している。

1 日平均曝露濃度の日間にわたる自己相関については Francis ら²⁹⁾の報告がある。彼らは、鉛曝露労働者、水銀曝露労働者およびベンゼン曝露労働者について、1 日平均曝露濃度の日間にわたる自己相関を検討し、全体として自己相関はほとんど見られなかったと述べている。

自己相関は個人曝露濃度のサンプリング戦略に大きく影響する³⁰⁾。連続する時間帯の曝露濃度に強い正の相関がある場合には、連続して曝露濃度を測定すれば、標本分散は真の値より小さくなる可能性が高い。また、標本平均の分散が大きくなり、平均値の誤差が大きくなる可能性が高い。したがって、適切なサンプリング計画を立てる上で、個人曝露濃度の自己相関を知ることが重要となる。

1. 5 個人曝露濃度の評価法

対数正規分布の仮定に基づく個人曝露濃度の評価法がいくつか提案されている。それらの評価法は 2 つに大別される。ひとつは、個人曝露濃度の算術平均値を代表値とし基準値と比較する評価法であり、Rappaport ら^{23, 31)}あるいは Armstrong³²⁾が提案している。もうひとつは、個人曝露濃度の高濃度部分、たとえば 95 パーセンタイルを代表値とし基準値と比較する評価法であり、Tuggle³³⁾あるいは NIOSH^{34, 35)}が提案している。前者が主に長期間の蓄積曝露による健康障害を予防するのが目的であるのに対して、後者は急性、あるいは亜急性の健康障害を予防することが目的であると考えられる。しかし、Rappaport らの方法も Tuggle らの方法も、「基準を満たす」あるいは「基準に違反する」ことを信頼水準 95% で判断しようとするため、サンプル数がかかなり多くなければ、「判断保留」になる可能性が高い。その意味では実用性に乏しいと言わなければならない。

1. 6 本研究の目的と概要

以上見てきたように、対数正規仮説に基づく個人曝露濃度の評価法が提案されているが、

その基礎となる個人曝露濃度の分布に関する検討は不十分であり、さらに産業現場からのデータによりその仮説が裏付けられる必要がある。また、個人曝露濃度の自己相関に関してはほとんど検討がなされていない。したがって、個人曝露濃度の適切な評価法を確立するためには、さらに産業現場においてデータを収集し、個人曝露濃度の時間的変動に関する性質を明らかにする必要がある。そして、それらの性質に基づき、実用的な評価法の提案が強く望まれる。このような観点に立ち、本研究では短時間曝露濃度の日内変動の性質の検討とその評価法の提案（第2章から第4章まで）、および1日平均曝露濃度の日間変動の性質の検討とその評価法の提案（第5章および第6章）を行なう。以下に、各章ごとの検討内容を示す。

第2章では、有機溶剤の短時間曝露濃度を連続して測定できる装置を開発し、その性能の評価を行なう。

第3章は1つの節から成る。第1節では、有機溶剤曝露労働者のべ16名について、第2章で開発した連続測定器を用い短時間曝露濃度を測定し、その日内分布の検討を行なう。検討された仮説は、正規分布仮説、対数正規分布仮説および逆ガウス分布仮説である。第2節では、同じデータを用い、短時間曝露濃度の自己相関を検討し、適切なサンプリング間隔を明らかにする。また、自己相関は、短時間曝露濃度の平均化時間の変化にともなう日内分布のパラメータの変化と密接に関連しており、次節の検討につながっている。第3節では、同じデータを用い、短時間曝露濃度の平均化時間の変動により、日内分布のパラメータがどのように変化するかを検討する。また、ある平均化時間の短時間曝露濃度分布から別の平均化時間の曝露濃度分布を推定する方法として、Larsen³⁶⁾が一般大気中の有害物濃度の検討から導いた方法、および第2節で算出された自己相関係数を用いる方法の推定精度を検討する。第1節では、有機溶剤曝露労働者のべ101名について、各人ごとに15-min TWA および 45-min TWA を5回以上測定する。そして、第1節のデータと合わせて計117ケースについて、15min TWA および 60-min TWA の変動の大きさを推定し、産業現場一般における短時間曝露濃度の日内変動の大きさを明らかにする。併せて、短時間曝露濃度に影響する可能性のある要因と変動の大きさの関連を検討する。

第4章では、第3章で明らかにした短時間曝露濃度の日内変動の性質をもとに、短時間曝露濃度の実用的な評価法を提案する。

第5章は2つの節から成る。第1節では、有機溶剤曝露労働者のべ8名の1日平均曝露濃度を1～5週間にわたり連続して測定し、その日間分布を検討する。検討された仮説は、正規分布仮説、対数正規分布仮説および逆ガウス分布仮説である。また、同じデータを用い、1日平均曝露濃度の日間にわたる自己相関も検討する。第2節では、有機溶剤曝露労働者のべ126名の1日平均曝露濃度を連続2日間あるいは隔日2日間測定し、その変動の大きさを推定する。また、2日間測定値から推定された変動の大きさには大きな誤差が含まれているため、多数日の測定値からの推定値との関連を検討し、その補正方法を明らかにする。そして、その補正法を先に求めた2日間測定値からの推定値に適用し、産業現場一般における1日平均曝露濃度の日間変動の大きさを明らかにする。

第6章では、第5章で明らかにした1日平均曝露濃度の日間変動の性質とその大きさをもとに、1日平均曝露濃度の実用的な評価法を提案する。

文献 1

- 1) 三浦豊彦: 労働と健康の歴史（第1巻）古代から幕末まで. 川崎: 労働科学研究所, p.16–20, p.187–218 (1978).
- 2) 原 一郎: 職場における化学物質とのつきあい方(1). 川崎: 労働科学研究所, p4–6 (1994).
- 3) 山田信也: n-ヘキサン取り扱い者に発生した多発性神経炎の原因の追求とその症例について. 産業医学 9:651–659 (1967).
- 4) 沼野雄志: 作業環境管理における工学的対策の歴史と展望. 労働衛生工学 26:1–7 (1987).
- 5) 久永直見: 小零細企業および自営業における労働衛生の実態と今日的問題点. 新労働科学論 第3部. 東京: 労働経済社, p.985–1009 (1988).
- 6) 労働省安全衛生部環境改善室: 労働衛生管理とデザイン・サンプリングの実務. 日本作業環境測定協会（東京） p.6–9 (1989).
- 7) 労働省: 作業環境測定基準（労働省告示46号）, (1976).
- 8) 労働省: 作業環境評価基準（労働省告示79号）, (1988).
- 9) 興 重治: 作業環境の管理基準の妥当性について. 作業環境 5(5):56–60 (1984).
- 10) 鶴飼博彦: 拡散型サンプラーの作業現場への適用. 労働衛生工学 30:20–26 (1991).
- 11) 日本産業衛生学会. 許容濃度の勧告. 産業衛生学雑誌 37:259–282 (1995).
- 12) American Conference of Governmental Industrial Hygienist: Threshold limit values for chemical substances and physical agents and biological exposure indices for 1994–1995. Cinicinati, Ohio: ACGIH (1994).
- 13) PD.Oldham: The nature of the variability of dust concentration at the coal face. Br.J.Ind.Med. 10:227–234 (1953).
- 14) SA.Roach: Measuring dust exposure with the thermal precipitator in collieries and foundries. Br.J.Ind.Med. 16:104–122 (1959).
- 15) NO.Breum, E.Holst: Evaluating dust exposures in foundries by a screening test. Ann.Occup.Hyg. 30:31–40 (1986).
- 16) WA.Burgess, S.Reinhard, JJ.Lynch et al.: Minimum protection factors for respiratory protective devices for fire fighters. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 38:18–23 (1977).
- 17) A.Gold, WA.Burgess, EV.Clougherty: Exposure of firefighters to toxic air contaminants. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 39:534–539 (1978).
- 18) AJ.Breslin, L.Ong, H.Glauberger et al.: The accuracy of dust exposure estimates obtained from conventional air sampling. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 28:56–61 (1967).
- 19) RJ.Sherwood: The monitoring of benzene exposure by air sampling. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 32:840–846 (1971).
- 20) AR.Jones, RS.Brief: Evaluating benzene exposure. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 32:610–613 (1971).
- 21) RS.Brief, AR.Jones: A statistical technique for determining compliance with dual hygienic standard. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 37:474–478 (1976).
- 22) J.Jude. K.Budzinski: Fehler bei der Bestimmung der Mittleren Staubkonzentration als Funktion der Anzahl der Einzelmessungen. Staub. 24:283–287, (1964).

- 23) SM.Rappaport: Assessment of long-term exposures to toxic substances in air. Ann.Occup.Hyg. 35:61-121 (1991).
- 24) RF.Cope, BP.Pancamo, WE.Rinehart, GL.TerHaar: Personal monitoring for tetraalkyl lead in the workplace. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 40:372-379 (1979).
- 25) MA.Waters, S.Selvin, SM.Rappaport: A measure of goodness-of-fit for the lognormal model applied to occupational exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 52:493-502 (1991).
- 26) G.Lindstedt, I.Gottberg, B.Holmgren et al: Individual mercury exposure of chloralkali workers and its relation to blood and urinary mercury levels. Scand.J.Work.Environ.Health. 5:59-69 (1979).
- 27) National Institute for Occupational Safety and Health: Occupational exposure sampling strategy manual. (DHEW/NIOSH Publication No.77-173). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).
- 28) SA.Roach: A most rational basis for air sampling programmes. Ann.Occup.Hyg. 20:65-84 (1977).
- 29) MS.Francis, SR.Selvin, RC.Spear, SM.Rappaport: The effect of autocorrelation on the estimation of workers' daily exposure. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 50:37-43 (1989).
- 30) RC.Spear, SR.Selvin, MS.Francis: The influence of averaging time on the distribution of exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 47:365-368 (1986).
- 31) SM.Rappaport, SR.Selvin: A method for evaluating the mean exposure from a lognormal distribution. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 48:374-379 (1987).
- 32) BG.Armstrong: Confidence intervals for arithmetic means of lognormally distributed exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 53:481-485 (1992).
- 33) RM.Tuggle: Assessment of occupational exposure using one-sided tolerance limits. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 43:338-346 (1982).
- 34) National Institute for Occupational Safety and Health: Exposure measurement action level and occupational environmental variability (DHEW/NIOSH Publication No.76-131). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1975).
- 35) National Institute for Occupational Safety and Health: Statistical methods for the determination of noncompliance with occupational health standards (DHEW/NIOSH Publication No.75-159). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1975).
- 36) RI.Larsen: A new mathematical model of air pollutant concentration averaging time and frequency. J.Air.Poll.Control.Assoc. 19:24-30 (1969).

第2章 短時間曝露濃度の連続測定器の開発

2.1 はじめに

有害物の個人曝露濃度とは、労働者の呼吸域の気中有害物濃度のことである。ここで「呼吸域」とは、口鼻から20～30cmの範囲とされている。したがって、一般に、Figure 2.1に示すごとく、労働者の襟に捕集材を装着し、腰に吊り下げた携帯用ポンプにて呼吸域の空気を吸引し有害物を捕集する。捕集材としては、ガス・蒸気状物質では活性炭、シリカゲルなどの固型吸着剤をガラス管に封入したものが、また粒子状物質ではグラスファイバーフィルター、メンブランフィルターなどのろ過材が使用されている。これら捕集材、ホースおよび携帯用ポンプのセットを「個人サンプラー」と呼ぶ。

第1章で述べたように、個人曝露濃度の基準には、1日平均曝露濃度に対する基準と短時間曝露濃度に対する基準がある。一般に、個人サンプラーは1日平均曝露濃度のように比較的長時間の曝露濃度を測定する目的で使用されており、15分程度の短時間曝露濃度を測定する場合には、測定者が労働者の横で個人サンプラーを持って測定することが多い。本研究では短時間曝露濃度を連続して繰り返し測定することが必要であるが、測定者が個人サンプラーを持って労働者を1日追跡するには大変な労力を要する。また、労働者に個人サンプラーを装着し、捕集材を一定時間ごとに交換することも可能であるが、仕事の流れを中断することになるので、実際的ではない。そこで、8本の捕集材を同時にセットし、一定の時間間隔ごとに新しい捕集材に有害物が捕集されていく連続測定器を開発した。

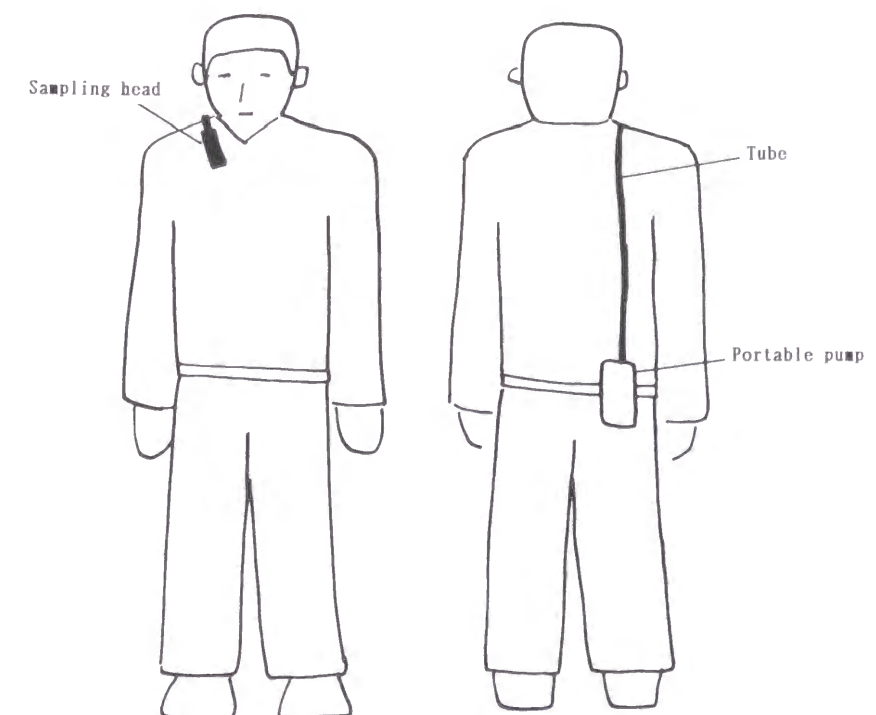


Figure 2.1 Personal sampler for measurement of exposure concentration

2. 2 連続測定器の構成

Figure 2.2 および Figure 2.3 に示すように、連続測定器は捕集器、タイマー、および携帯用ポンプから構成される。

捕集器はフレームと回転部に分けられる (Figure 2.4)。回転部には、プラスチック製の 8 つの捕集管ホルダー (外径 8mm、内径 6mm、長さ 65mm) があり、米国国立労働安全衛生研究所 (NIOSH)^{1,2)} の規定するサイズの活性炭管およびシリカゲル管 (外径 6mm、長さ 70mm: 使用時には両端を折るので長さは 65mm 弱となる) が 8 本セットできる。Figure 2.5 に示すように、各捕集管ホルダーには O リングが入っており、捕集材をセットしネジを締めると、空気の流路に漏れはなくなる。回転部はギヤを介して小型モーターに連結されている。フレームには、テフロンシートを貼ったシリコンゴムが取り付けられ、捕集管ホルダーの前後の開口部を塞いでいる。これは、有害物捕集前および捕集後の捕集管への外気の進入を防止するためである。ただし、有害物の捕集のため、シリコンゴムには 1 カ所だけ穴が開いており、1 つの捕集管ホルダーのみは外気とつながっている。捕集部のコネクターと携帯用ポンプをシリコンゴムホースで連結し、空気を吸引すると、有害物が捕集管に捕集される。空気の流路に漏れがないことは、捕集部の空気吸引口での流量と携帯用ポンプの空気の吹出口での流量が同じであることにより確認された。

Figure 2.6 に示すように、回転部を回転させるモーターはスイッチ I、II、III および IV によりコントロールされている。スイッチ I および II はタイマーにセットした時間ごとに on-off する。スイッチ III および IV は回転部とともに回転し、45° ごとに on-off する。したがって、回転部は一定時間ごとに 45° ずつ回転し、次々と新しい捕集管に有害物を捕集することになる。携帯用ポンプとして定流量型のものを使用すれば、各捕集管の吸気抵抗の差にかかわらず一定の流量で空気を吸引することができる。

捕集部の大きさは 41x41x110mm、重さは 130g であり、労働者の襟にクリップで装着することができる。タイマーの大きさは 30x83x123mm、重さは 250g であり、腰に装着できる。携帯用ポンプとしては定流量型の DuPont 製 ALPHA-2³⁾ を使用した。

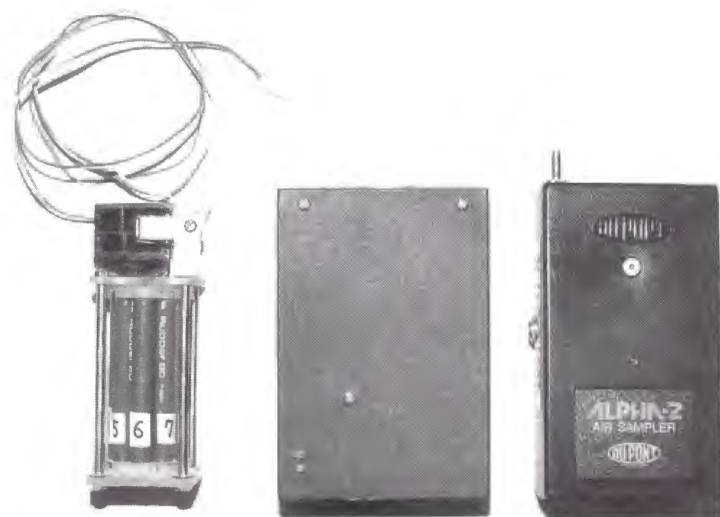


Figure 2.2 A view of the revolving personal sampler

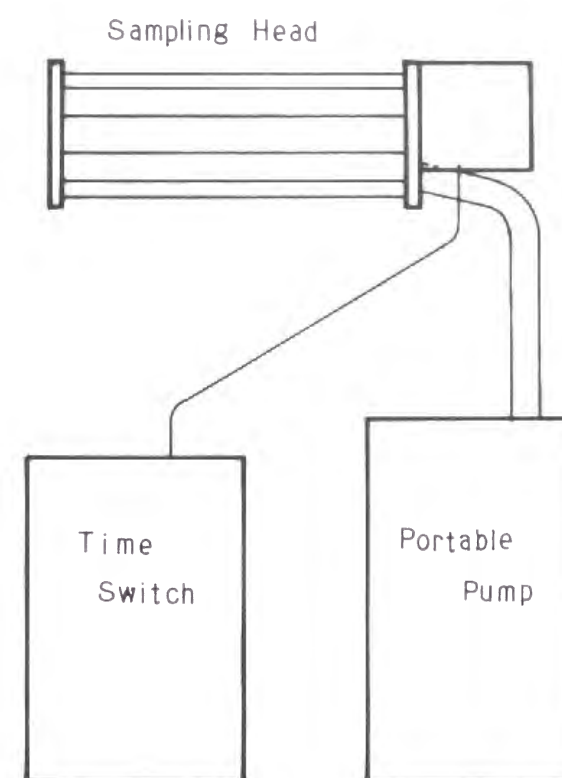


Figure 2.3 Components of revolving personal sampler

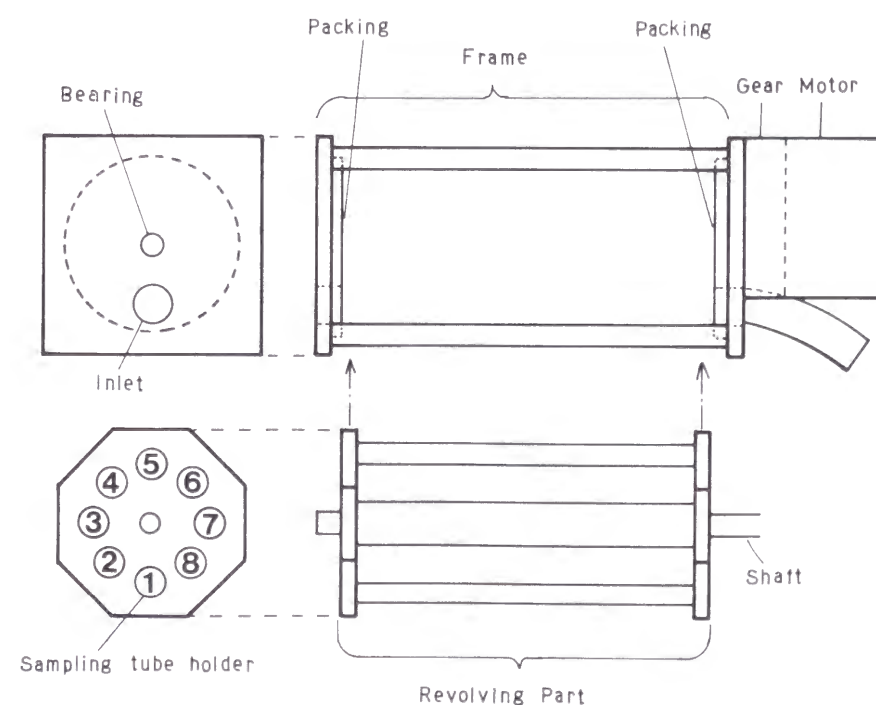


Figure 2.4 Sampling head of revolving personal sampler

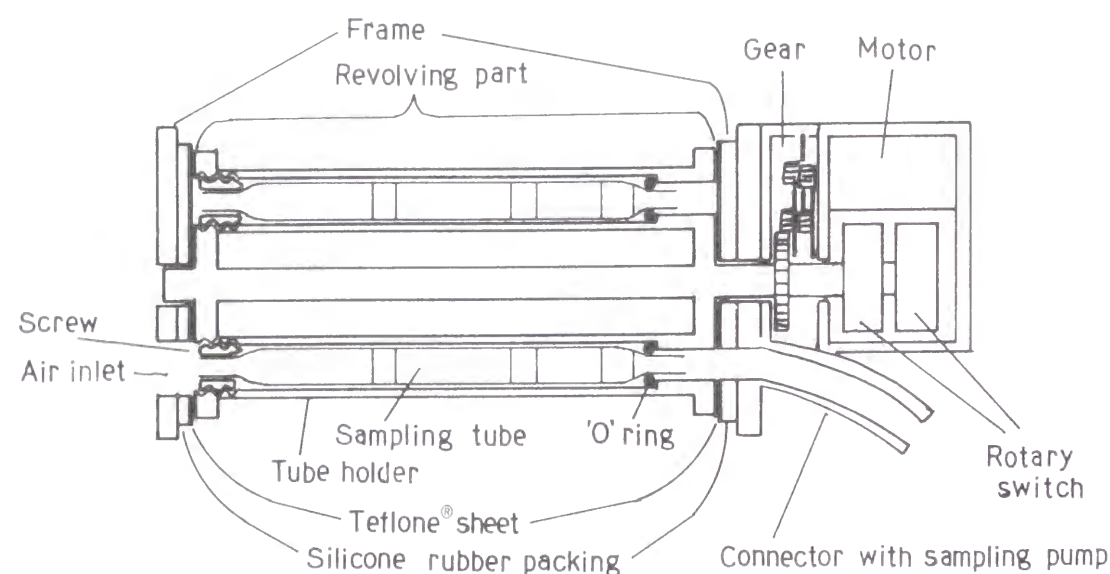


Figure 2.5 Cross-sectional view of sampling head

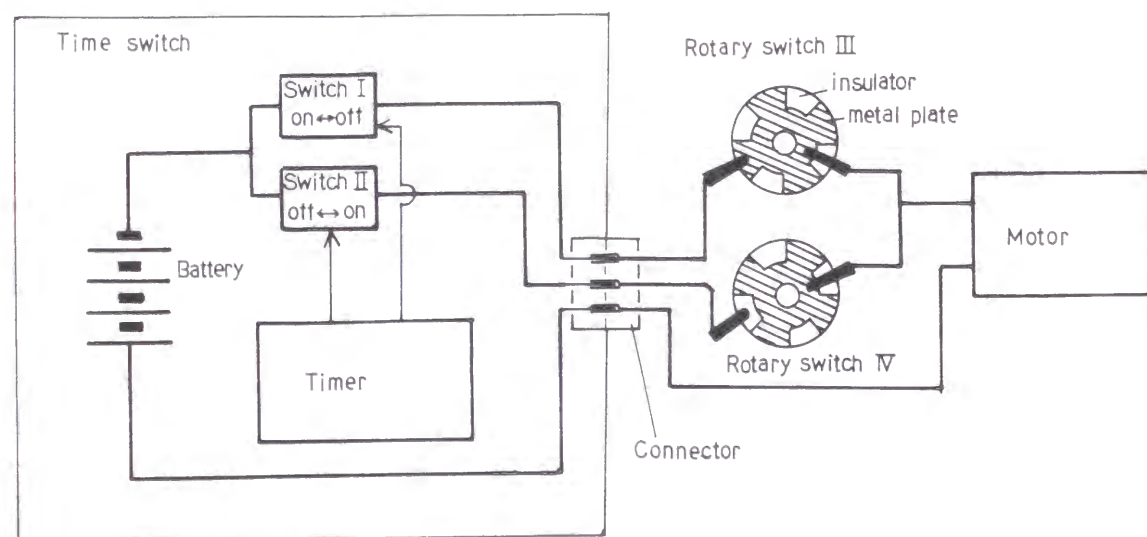


Figure 2.6 Control system of sampling head

2. 3 連続測定器の性能試験方法

2.3.1 捕集管間の流量変動

同一ロットの捕集管でも吸気抵抗は異なることがある。このような吸気抵抗の差が吸引流量に影響を与えないように定流量型のポンプを用いるのであるが、第3章の調査に用いる活性炭管を使用して実際に流量変動がないことを確認した。

まず、8本の活性炭管（SKC製 Normal CT：第1層 100mg、第2層 50mg）を捕集管ホルダー（Figure 2.4のNo.1～8）にセットした。次に、No.1の捕集管ホルダーを開口部に合わせ、50ml/minで吸引するようポンプを調整した。流量測定には100ml石鹼膜流量計（DoPont製）を用いた。そして、捕集部を回転させ、No.2～8の捕集管ホルダーを開口部に合わせ、吸引流量を測定した。さらに、活性炭管を入れ換えて同じことを3回繰り返した。同様の手順で100および200ml/minでの流量変動も測定した。

2.3.2 標準ガスの捕集試験

次に、トルエンの標準ガスを用い連続測定器の測定精度を確認した。

トルエン 4、20、40、80および160μl（液体）を気化し、空気と合わせて92.6l（25℃、1気圧）として、10、50、100、200および400ppmの標準ガスを100lのテドラーバッグ内で作製した。次に、8本の活性炭管を捕集管ホルダーにセットし、200ml/minで吸引するようポンプを調整した。そして、回転部が15分ごとに回転するようタイマーをセットし、標準ガスを捕集した。捕集中、標準ガス1mlをガスタイトシリンジにより採取しガスクロマトグラフ（島津製6A）にて測定したが、標準ガスの濃度は一定に保たれていた。捕集後、活性炭をバイアルビンに移し、二硫化炭素2mlを加えて1時間振とうしトルエンを脱着した。そして、脱着液2μlをガスクロマトグラフに注入しトルエン濃度を測定した。ガスクロマトグラフの測定条件はTable 2.1に示す。1つの濃度について同様の測定を3回繰り返し行なった。なお、標準ガスとしてトルエンを使用したのは、活性炭管への捕集率および活性炭からの脱着率がいずれもほぼ100%であり⁴⁾、連続測定器の性能を検討するのに適切だからである。

Table 2.1 Gas chromatograph parameters used for toluene analysis

Column	3mm I.D. x 2m
packing	10% PEG 600 on 60/80 mesh Fujichrom A
Carrier	Nitrogen
flow rate	25ml/min
Temperatures	
injector	150° C
detector	150° C
oven	50° C
Detector	Flame ionization detector
Injection volume	2μl

2. 4 結果

2.4.1 捕集管間の流量変動

Table 2.2 に捕集管間の流量変動を示す。1つの流量について、1回8本で3回測定したので、計24本の測定である。No.1の捕集管ホルダーで50、100および200ml/minに調整した場合、No.1～8での平均流量はそれぞれ49.9、100.3および200.0ml/minであった。最大流量および最小流量は設定流量の±1.5%以内であり、変動係数は50、100、200ml/minの順に0.51、0.71および0.32%といずれも小さかった。

2.4.2 標準ガスの捕集試験結果

Table 2.3 にトルエンの回収率を示す。各濃度ごと24本の測定を行なったが、平均回収率は10、50、100、200および400ppmの順に97.7、99.4、100.0、99.3および98.3%であり、また変動係数は1.5、1.1、1.3、1.5および0.8%と良好な結果であった。

2. 5 考察

NIOSH⁹⁾が示す曝露濃度測定法に関するクライテリアによれば、基準値（許容濃度など、トルエン：50ppm）の0.5倍から2倍の範囲の曝露濃度を測定した場合、サンプルの95%が真の値の±25%以内にはいることを要求している。このことは次の式で示すAccuracyが25%以下であることを意味している。

Accuracy = | Mean recovery-100 | + 1.96SD (2.1)

Table 2.3 に連続測定器のAccuracyを示したが、10、50、100、200および400ppmの順に5.2、2.7、2.6、3.5および3.1%であり、NIOSHのクライテリアを十分満足している。

Table 2.2 Variability of flow rate among holders of revolving personal sampler

Flow rate at Holder No.1 (ml/min)	50	100	200
Number of measurements	24	24	24
Maximum flow rate (ml/min)	50.4	101.3	201.0
Minimum flow rate (ml/min)	49.3	99.1	198.6
Mean flow rate (ml/min)	49.9	100.3	200.0
Standard deviation (ml/min)	0.26	0.71	0.63
Coefficient of variation	0.0051	0.0071	0.0032

Table 2.3 Recovery of toluene by revolving personal sampler

Concentration of test atmosphere (ppm)	10	50	100	200	400
Number of samples	24	24	24	24	24
Maximum recovery (%)	99.7	101.0	102.3	102.1	99.7
Minimum recovery (%)	94.9	96.6	97.3	95.7	96.5
Mean recovery (%)	97.7	99.4	100.0	99.3	98.3
Standard deviation (%)	1.50	1.06	1.34	1.44	0.73
Coefficient of variation	0.015	0.011	0.013	0.015	0.008
Accuracy*	0.052	0.027	0.026	0.035	0.031

*: Accuracy was calculated by Equation 2.1.

本研究では曝露濃度の時間的変動を正確に捉える必要があるため、NIOSHのクライテリアよりも高いAccuracyが求められる。後の調査結果からもわかるが、曝露濃度の時間的変動は連続測定器の測定誤差と比較して著しく大きく、この測定器の測定誤差が本研究の結果に与える影響はほとんどないと考えられる。したがって、本調査においてこの連続測定器を使用することとする。

実際の現場でのサンプリング手順は次のようである。

- 1) 対象有害物に適した捕集管を捕集管ホルダーにセットする。
- 2) No.1の捕集管ホルダーを開口部に合わせポンプの流量を調整する。
- 3) タイマーを1本の捕集管での捕集時間にセットする。
- 4) 労働者の衿に捕集器を装着し、タイマーおよび携帯用ポンプを腰に装着する。
- 5) ポンプとタイマーのスイッチを同時に入れる。

もし1本の捕集管での捕集時間を15分間にセットすれば、1つの捕集器で2時間の測定が可能である。別の捕集器を用意しておき、3回交換すれば全勤務時間の連続測定ができる。

2. 6 結論

有害物の短時間曝露濃度を連続的に測定するため、活性炭管あるいはシリカゲル管が8本セットできる連続測定器を開発した。携帯用ポンプに定流量型のものを用いることにより、各捕集材間の吸気抵抗の違いにかかわらず、最初に設定した流量で安定して空気を吸引することができることが確認された。また、トルエン標準ガスを実際に捕集してこの装置の測定精度を検討したが、10～400ppmの範囲でAccuracyは2.6～5.2%であり、短時間曝露濃度の連続測定に使用できることがわかった。

文献 2

- 1) National Institute for Occupational Safety and Health: NIOSH manual of sampling data sheets (DHEW/NIOSH Publication No.77-159). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).
- 2) National Institute for Occupational Safety and Health: NIOSH manual of analytical methods (DHHS/NIOSH Publication No.84-100). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1984).
- 3) Dupont Co.: Operating manual, Dupont constant flow sampler; Model ALPHA 2, Wilmington, Del.: Dupont (1984).
- 4) AT.Saalwaecher, CS.McCammon, CP.Roper, KS.Carlberg: Performance testing of the NIOSH charcoal tube technique for the determination of air concentrations of organic vapors. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 38:476-486 (1977).
- 5) National Institute for Occupational Safety and Health: Documentation of the NIOSH validation tests (DHEW/NIOSH Publication No.77-185). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).

第 3 章 短時間曝露濃度の日内変動の性質とその大きさ

本章では、短時間曝露濃度の日内変動の性質とその大きさについて 4 つの節に分けて検討する。第 1 節では短時間曝露濃度の分布型を、第 2 節では短時間曝露濃度の自己相関を、第 3 節では平均化時間の変化に伴う分布のパラメータの変化を、そして第 4 節では産業現場一般での短時間曝露濃度の日内変動の大きさを明らかにする。

第 1 節 短時間曝露濃度の分布型

3. 1 はじめに

短時間曝露濃度の評価には、その算術平均値だけでなく、95 パーセンタイルなど、高濃度値をも知ることが必要である。そして、これらの値を基準値と比較することにより、曝露状態を評価することになる。使用される評価法には分布型を仮定するパラメトリック法と、仮定しないノンパラメトリック法があるが、同一信頼水準で評価を行なうには、パラメトリック法と比較し、ノンパラメトリック法はずっと多くのサンプルを必要とする¹⁾。したがってパラメトリック法を用いる方が効率的であり、そのためには分布型を仮定する必要がある。

Sherwood²⁾は、石油労働者 7 名のベンゼン曝露濃度の 15 分間時間荷重平均値（15-min TWA）を対数正規確率紙にプロットし、近似的に対数正規型であることを示した。Jones³⁾および Brief⁴⁾は、ベンゼン曝露労働者 1 名およびアセトン曝露労働者 1 名について、曝露濃度の 15-min TWA の分布を検討し、対数正規型であることを示した。また、Juda ら⁵⁾は、鋳物労働者および宝石労働者 13 名の粉塵曝露濃度の 1-min TWA が対数正規型であることを報告した。これらの事実から、一般に短時間曝露濃度の日内分布は対数正規型と仮定されている⁶⁻¹⁰⁾。しかしながら、曝露濃度の平均化時間が変化すれば、それにともない分布も変化する^{11, 12)}。たとえば、平均化時間が長くなれば、分布の分散は小さくなる。また、平均化時間が変化すれば、分布型が変化する可能性もある。Larsen¹³⁾は、一般大気中の有害物濃度の分布について検討し、平均化時間が 5 分間から 1 年間までの範囲で、有害物濃度分布は対数正規型であることを示している。一般環境に比べ、職場環境の有害物濃度は高く、また発生源の状況変化の影響を直接的に受け易い。また、曝露濃度は労働者の呼吸域での有害物濃度であるため、発生源の状況だけでなく、労働者の作業要領や行動範囲などの影響も受ける。したがって、曝露濃度の変動パターンは一般環境中の有害物濃度とは異なっている可能性があり、パラメトリックな評価法を確立するためには、様々な平均化時間における曝露濃度の分布型の検討が必要である。そこで、本章では、協力の得られた労働者 10 名の短時間曝露濃度を連続して繰り返し測定し、その分布の検討を行なった。

3. 2 方法

3.2.1 対象労働者

対象労働者 10 名の作業内容および取り扱い有機溶剤を Table 3.1 に示す。労働者 a および b は金属部品の脱脂洗浄作業を行っており、1,1,1-トリクロロエタンに曝露されてい

た。労働者 c および d は配電盤などの塗装を行っており、トルエンおよびキシレンに曝露されていた。労働者 e および f は染料中間体の合成を行っており、溶媒として使用されているクロロベンゼンに曝露されていた。労働者 g および h はガラス繊維強化プラスチック（FRP）製品を作っており、樹脂に含まれるスチレンおよび道油の洗浄に使うアセトンに曝露されていた。労働者 i および j は超硬合金製造に従事しており、メタル粉末をアセトンおよびノルマルヘキサン中で混合するため、これら溶剤の曝露を受けていた。以上のように、10 名中 6 名は 2 つの有機溶剤に同時に曝露されていたが、2 つの物質が別々の工程で使用されていたり、あるいは混合比が変動したりしていたため、曝露濃度の変動パターンは 2 つの物質間で異なっていた。したがって、計 16 ケースを解析対象とした。

3.2.2 曝露濃度の測定

第 2 章で開発した連続測定器を用いて、下記の手順で 7.5-min TWA（以下、C(7.5m)と略記する）を連続して測定した。捕集器に活性炭管（SKC 製 Normal CT：第 1 層 100mg、第 2 層 50mg）8 本をセットし、労働者の襟に装着した。携帯用ポンプ（DuPont 製 ALPHA2）を 200ml/min に調整し、タイマーを 7.5 分間にセットした。ポンプとタイマーのスイッチを同時に入れ、測定を開始し、以降 1 時間ごとに捕集器を交換した。測定は昼の休憩を除く全勤務時間にわたるよう努力した。しかし、各労働者により勤務時間が異なっており、また連続測定器の一時的な不調による欠損値などもあったため、C(7.5m)のサンプル数は 39 ～64 個とばらついた。

捕集後、活性炭をバイアルビンに移し、二硫化炭素 2ml を加え 1 時間振とうし有機溶剤を脱着した。そして、脱着液 1μl をガスクロマトグラフ（島津製 6 A）に注入し有機溶剤濃度を測定した。分析条件は Table 3.2 に示す。各有機溶剤の脱着率は相平衡法¹⁴⁾により求めた。1,1,1-トルクロロエタン、トルエン、キシレン、クロロベンゼンおよびノルマルヘ

Table 3.1 Jobs, chemicals, and numbers of 7.5-min TWA samples for 10 workers

Worker	Job	Chemical	Number of samples
a	Degreasing	1,1,1-Trichloroethane	53
b	Degreasing	1,1,1-Trichloroethane	64
c(T)	Painting	Toluene	39
c(X)		Xylene	39
d(T)	Painting	Toluene	48
d(X)		Xylene	48
e	Synthesizing	Chlorobenzene	64
f	Synthesizing	Chlorobenzene	58
g(S)	FRP production	Styrene	58
g(A)		Acetone	58
h(S)	FRP production	Styrene	55
h(A)		Acetone	55
i(A)	Drying solvent	Acetone	59
i(H)		n-Hexane	59
j(A)	Mixing powder	Acetone	60
j(H)	in solvent	n-Hexane	60

Table 3.2 Gas chromatograph parameters used for organic solvents analysis	
Column	CBP-20 (Shimadzu) 0.33mm I.D. x 25m
Carrier	Nitrogen
flow rate	15 cm/sec
Temperatures	
injector	150 C
detector	150 C
oven	55 C for 1,1,1-trichloroethane, toluene, xylene, acetone and n-hexane 110 C for chlorobenzene 120° C for styrene
Split rate	1/20 1/50
Detector	Flame ionization detector
Injection volume	1μl

キシランについては、脱着率は97%以上であったので、測定値の補正は行なわなかった。アセトンおよびスチレンについては、脱着率は90%以下であり、かつ捕集された有機溶剤の量によって変化したので、脱着率曲線により測定値の補正を行なった。

3.2.3 短時間曝露濃度の分布型の検討

3.2.3.1 正規分布仮説と対数正規分布仮説の検討

16 ケースについて Shapiro-Wilk *W*-検定¹⁵⁾を用い、以下の2つの仮説の適合度を検討した。

- 1) *C*(7.5m)の分布は正規型である。
- 2) *C*(7.5m)の分布は対数正規型である。

有意水準は1 %とした。また、サンプル数が50 個を超える場合は、Shapiro-Wilk Approximate *W*-検定¹⁶⁾を用いた。さらに、適合の様子を見るため、正規確率紙上に*C*(7.5m)およびその対数変換値をプロットした。また、*C*(7.5m)の時系列データから曝露濃度の 15-min TWA (= *C*(15m))、30-min TWA (= *C*(30m)) および 60-min TWA (= *C*(60m)) の時系列データを算出し、これらの分布型の検討も同様に行なった。

3.2.3.2 対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説の検討

Kolmogorov-Smirnov 検定¹⁷⁾を用い、以下の2つの仮説の適合度を検討した。

- 1) *C*(7.5m)の分布は対数正規型である。
- 2) *C*(7.5m)の分布は逆ガウス型^{18, 19, 20)}である。

上記の Shapiro-Wilk *W*-検定は正規性の検討のためのテストであるが、Kolmogorov-Smirnov 検定はあらゆる分布型の検討のためのテストであるため検定力が弱い¹⁵⁾。このため有意水準は5 %とした。さらに、*C*(7.5m)のサンプル累積度数を横軸、*C*(7.5m)の推定分布関数から算出した累積度数を縦軸としてプロットし²⁰⁾、適合の様子を見た。なお、推定分布関数は、データより求めたパラメータを用い、密度関数をコンピュータにより数値積分して求めた。*C*(15m)、*C*(30m)および *C*(60m)の分布についても同様に検討した。なお、逆

ガウス分布の確率密度関数や性質は一般にあまり知られていないため、付録としてまとめた。

3. 3 結果

3.3.1 *C*(7.5m)、*C*(15m)、*C*(30m)および *C*(60m)の時系列データ

C(7.5m)の時系列データを Table 3.3 (30, 31^o-ジ) に、各パラメータを Table 3.4 に示す。16 ケース中、9 ケースで2 ～ 8 個の *C*(7.5m)の欠損値が発生したが、*C*(7.5m)の分布型の検討ではこれらの欠損値は無視した。*C*(7.5m)の時系列データから算出した *C*(15m)、*C*(30m) および *C*(60m)の時系列データを Table 3.5～3.7 (32, 33^o-ジ) に示す。連続した2つの *C*(7.5m)の欠損値の代わりに *C*(15m)が測定できていた時間帯については、この *C*(15m)を採用した。この結果、*C*(15m)の時系列データで欠損値があるのは4 ケースとなり、これらのケースの分布型の検討では欠損値は無視した。*C*(30m)の時系列データの算出において、*C*(7.5m)が3 個残った場合はその平均値を *C*(30m)として採用し、残りが2 個以下の場合は無視した。*C*(60m)の時系列データの算出において、*C*(7.5m)が6 個以上残った場合はその平均値を *C*(60m)として採用し、残りが5 個以下の場合は無視した。理論的には、平均化時間が変化しても曝露濃度の算術平均値は不変であるが、上記のような時系列データの算出手順のため若干変化した。その変化は *C*(7.5m)の算術平均値に対して-8.8～8.9%であった。

3.3.2 正規分布仮説と対数正規分布仮説

3.3.2.1 Shapiro-Wilk *W*-検定

Shapiro-Wilk *W*-検定の結果を Table 3.8 に示す。*W*-統計値が有意水準値 (Critical value) より小さい場合、仮説が棄却される。

C(7.5m)の場合、正規分布仮説はすべてのケースで棄却されたが、対数正規分布仮説が棄

Table 3.4 Parameters of 7.5-min TWA (*C*(7.5m)) distributions for 16 cases

Worker	Arithmetic mean	Standard deviation	Geometric mean	Geometric standard deviation	Range	
					Min.	Max.
a	78.8	99.5	37.3	3.69	2.3	475
b	53.3	69.3	21.9	5.06	0.4	318
c(T)	2.1	3.0	1.2	2.63	0.3	15.7
c(X)	26.0	32.7	15.6	2.59	2.8	130
d(T)	5.6	4.4	4.4	1.98	1.4	18.2
d(X)	28.0	31.5	11.2	5.44	0.1	116
e	6.5	10.8	2.4	4.85	0.1	60.0
f	20.1	34.7	8.2	3.56	1.1	174
g(S)	16.1	9.7	13.0	2.06	1.8	38.0
g(A)	50.1	54.1	35.1	2.33	5.5	371
h(S)	21.8	20.9	12.0	3.55	0.5	82.9
h(A)	26.5	43.2	9.6	3.95	1.4	218
i(A)	231	230	147	2.82	6.6	1150
i(H)	4.0	6.7	1.7	3.81	0.1	41.4
j(A)	867	1540	197	6.16	2.6	6080
j(H)	125	157	50.8	4.58	1.0	662

Unit of concentration: ppm

Table 3.8 Examination of normal or lognormal hypothesis for short-term exposure distributions by Shapiro-Wilk *W* test

Worker	7.5-min TWA			15-min TWA			30-min TWA			60-min TWA		
	<i>W</i> statistic		Crit. value	<i>W</i> statistic		Crit. value	<i>W</i> statistic		Crit. value	<i>W</i> statistic		Crit. value
	Normal	Log.		Normal	Log.		Normal	Log.		Normal	Log.	
a	0.731*	0.985	0.938	0.788*	0.961	0.891	0.816	0.944	0.805	0.876	0.929	0.713
b	0.700*	0.935*	0.948	0.840*	0.945	0.904	0.879	0.950	0.844	0.892	0.938	0.749
c(T)	0.553*	0.951	0.917	0.705*	0.975	0.868	0.869	0.973	0.781	0.770	0.918	0.686
c(X)	0.622*	0.913*	0.917	0.736*	0.891	0.868	0.782	0.939	0.781	0.793	0.844	0.686
d(T)	0.782*	0.944	0.929	0.831*	0.945	0.888	0.835	0.919	0.805	0.821	0.868	0.713
d(X)	0.790*	0.923*	0.929	0.830*	0.885*	0.888	0.811	0.976	0.805	0.941	0.925	0.713
e	0.565*	0.960	0.948	0.655*	0.961	0.904	0.692*	0.947	0.844	0.710*	0.970	0.749
f	0.553*	0.957	0.945	0.624*	0.958	0.902	0.747*	0.961	0.844	0.917	0.946	0.749
g(S)	0.942*	0.947	0.945	0.952	0.924	0.898	0.879	0.939	0.825	0.898	0.884	0.730
g(A)	0.608*	0.981	0.945	0.670*	0.955	0.898	0.818*	0.961	0.825	0.949	0.898	0.730
h(S)	0.862*	0.947	0.940	0.868*	0.948	0.896	0.888	0.940	0.825	0.856	0.915	0.730
h(A)	0.613*	0.921*	0.940	0.720*	0.887*	0.896	0.828	0.895	0.825	0.947	0.889	0.730
i(A)	0.765*	0.957	0.945	0.849*	0.920	0.896	0.946	0.911	0.814	0.920	0.867	0.730
i(H)	0.543*	0.988	0.945	0.568*	0.984	0.896	0.653*	0.944	0.814	0.664*	0.862	0.730
j(A)	0.598*	0.952	0.946	0.644*	0.953	0.900	0.770*	0.949	0.835	0.826	0.922	0.730
j(H)	0.760*	0.980	0.946	0.774*	0.971	0.900	0.871	0.909	0.835	0.911	0.903	0.730

If the number of samples was more than 50 for each test, the approximate *W* test was used.

* : The hypothesis of normality or lognormality is rejected at the 1% significance level.

Crit. value: The critical values for each test reflect 1% significance levels.

却されたのは 1 ケースのみであった。*C*(15m) の場合、正規分布仮説は 15 ケースで棄却されたが、対数正規分布仮説が棄却されたのは 2 ケースのみであった。したがって、*C*(7.5m) および *C*(15m) の分布を正規型として扱うのは適切でないと言える。一方、これらの分布を対数正規型で扱うのは多くのケースで適切であることがわかった。また、両仮説がともに棄却されたケースでも、*W*-統計値は対数正規分布仮説に基づく方が大きく、これらのケースでも、その分布は正規型よりも対数正規型に近いことを示している。

C(30m) の場合、正規分布仮説は 5 ケースで棄却されたが、対数正規分布仮説はいずれのケースでも棄却されなかった。また、両仮説がいずれも棄却されなかった場合でも、1 ケース（労働者 i (A)）を除くすべてのケースで *W*-統計値は対数正規分布仮説に基づく方が大きく、これらの分布が正規型よりも対数正規型に近いことを示している。

C(60m) の場合、正規分布仮説は 2 ケースで棄却されたが、対数正規分布仮説はすべてのケースで棄却されなかった。また、両仮説とも棄却されなかった 12 ケース中、8 ケースでは対数正規分布仮説に基づく *W*-統計値の方が大きく、残りの 6 ケースでは逆に正規分布仮説の方が大きかった。したがって、*C*(60m) も対数正規分布で扱う方が適切であるが、正規分布でも扱える場合のあることがわかった。

3.3.2.2 正規確率紙へのプロット

各ケースのデータを正規確率紙にプロットしたが、そのうち典型的な 1 ケースを選び Figure 3.1～3.4 に示す。労働者 a（Figure 3.1）の場合、いずれの平均化時間でも対数変換値は直線的であるが、そのままの値は凸型となっている。したがって、平均化時間が 7.5 分間から 60 分間の範囲で近似的に対数正規型と見える。

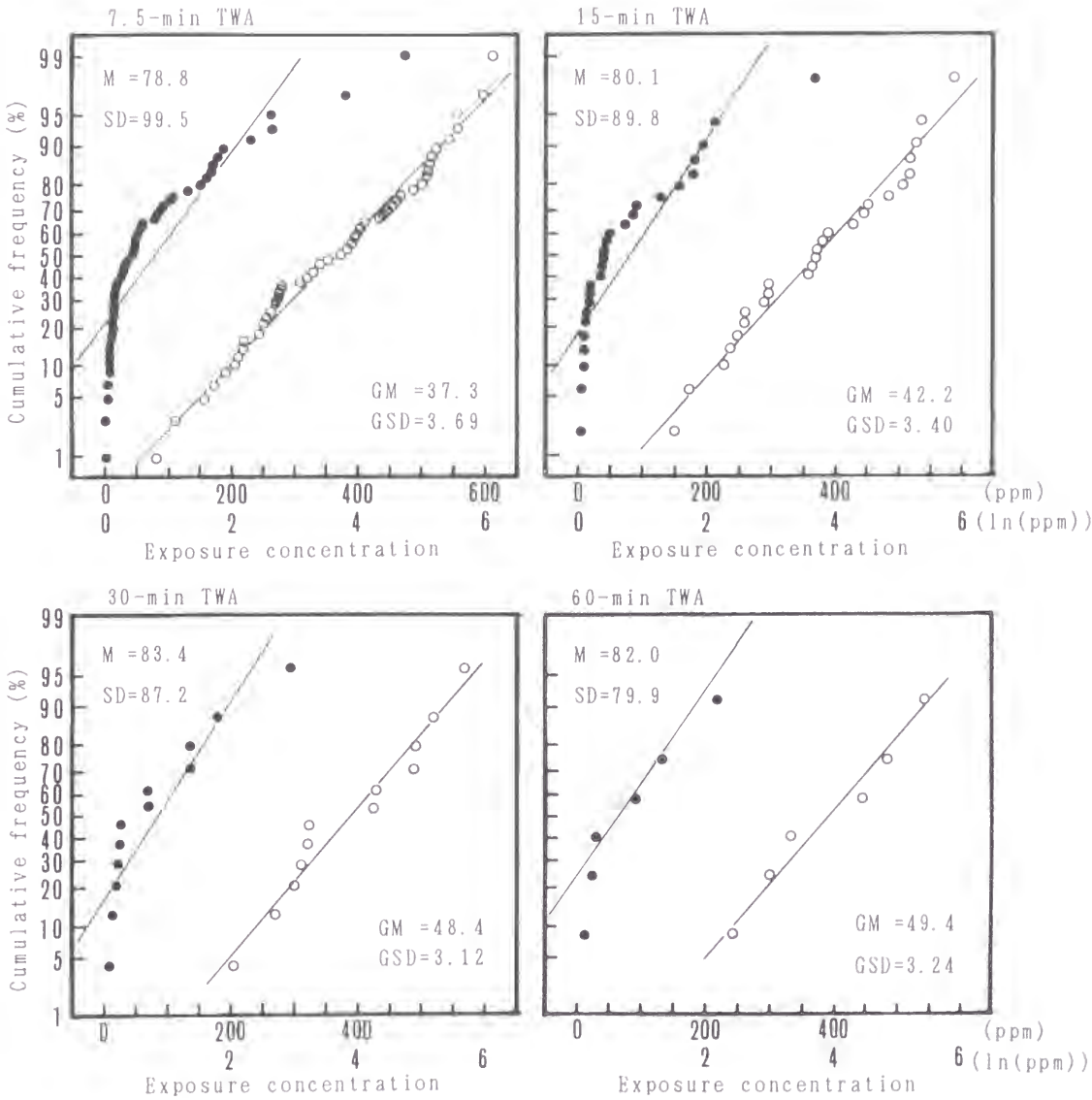


Figure 3.1 Cumulative frequency distribution of 7.5-min, 15-min, 30-min and 60-min TWAs for Worker a.

●: Actual exposure concentration,
○: Logarithm of exposure concentration

労働者 g (S) (Figure 3.2) の場合、C(7.5m)および C(15m)では、そのままの値も対数変換値も中濃度域では直線的であるが、高濃度域および低濃度域では直線から少し離れている。しかし、曲がり方はわずかであり、近似的に正規分布でも対数正規分布でも扱える。C(30m)および C(60m)では、そのままの値も対数変換値もまずまず直線的であり、いずれの分布でも扱える。したがって、平均化時間が 7.5 分間から 60 分間の範囲で正規分布でも対数正規分布でも近似できる。

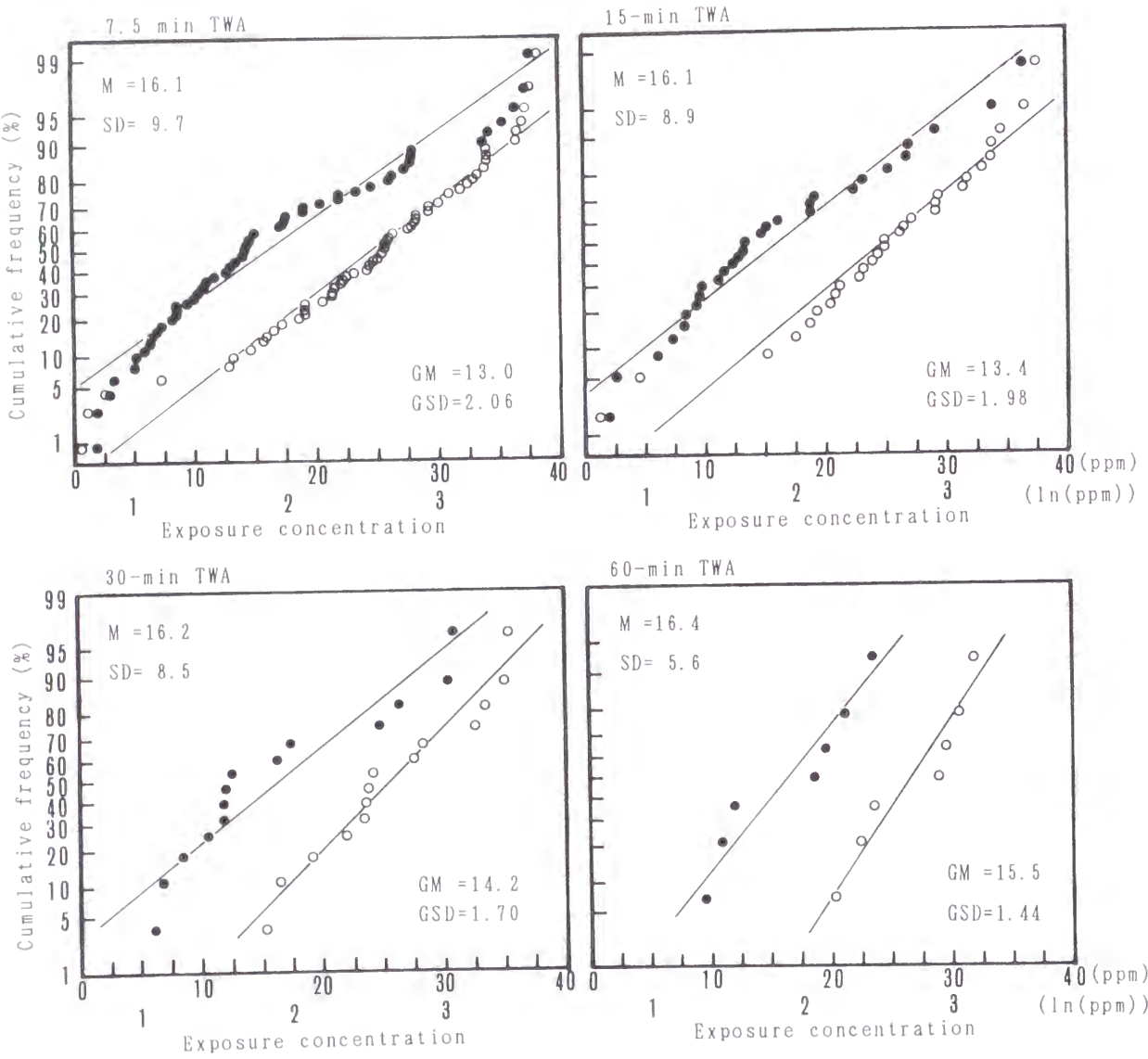


Figure 3.2 Cumulative frequency distribution of 7.5-min, 15-min, 30-min and 60-min TWAs for Worker g(S).
 ●: Actual exposure concentration,
 ○: Logarithm of exposure concentration

労働者 i (H) (Figure 3.3) の場合、C(7.5m)、C(15m)および C(30m)では、対数変換値は直線的であるが、そのままの値は凸型である。C(60m)では、いずれも凸型に曲がっているが、比較すれば、対数変換値の方がより直線に近い。W-検定では、すべての平均化時間で正規仮説は棄却されている (Table 3.8)。したがって、平均化時間が 7.5 分間から 60 分間の範囲で対数正規分布で近似するのがより適切である。

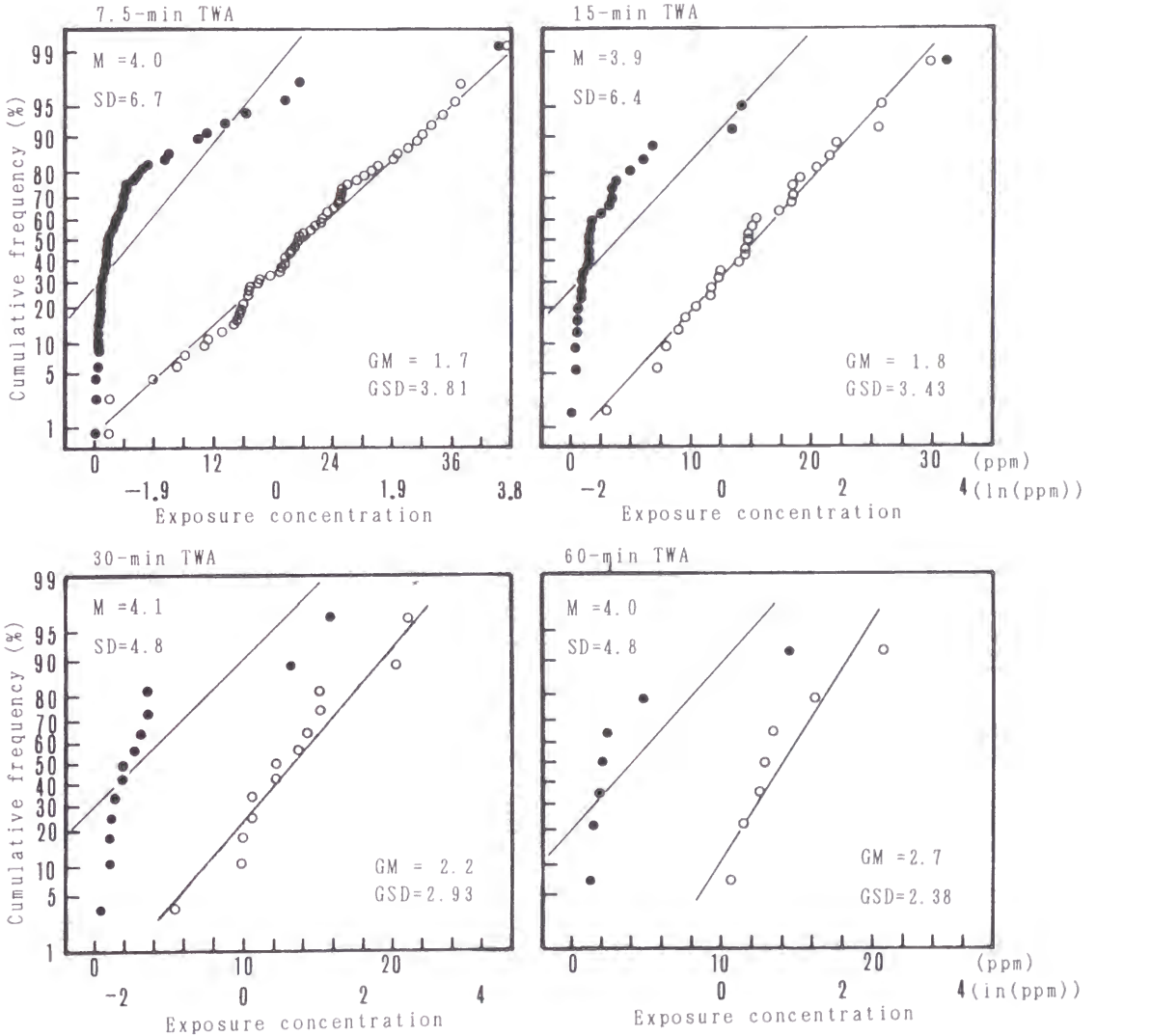


Figure 3.3 Cumulative frequency distribution of 7.5-min, 15-min, 30-min and 60-min TWAs for Worker i(H).
 ●: Actual exposure concentration,
 ○: Logarithm of exposure concentration

労働者 h(A) (Figure 3.4) の場合、C(7.5m)および C(15m)では、そのままの値も対数変換値も S 字型となっている。W-検定は両仮説を棄却しているが (Table 3.8)、Figure 3.4 からは対数変換値の方がより直線性があると言える。C(30m)では、対数変換値の方は直線性があるが、そのままの値は凸型である。C(60m)では、いずれの値も直線性がある。したがって、平均化時間が 7.5 分間から 30 分間の範囲で正規型よりも対数正規型に近く、平均化時間が 60 分間ではどちらの分布でも近似できると言える。

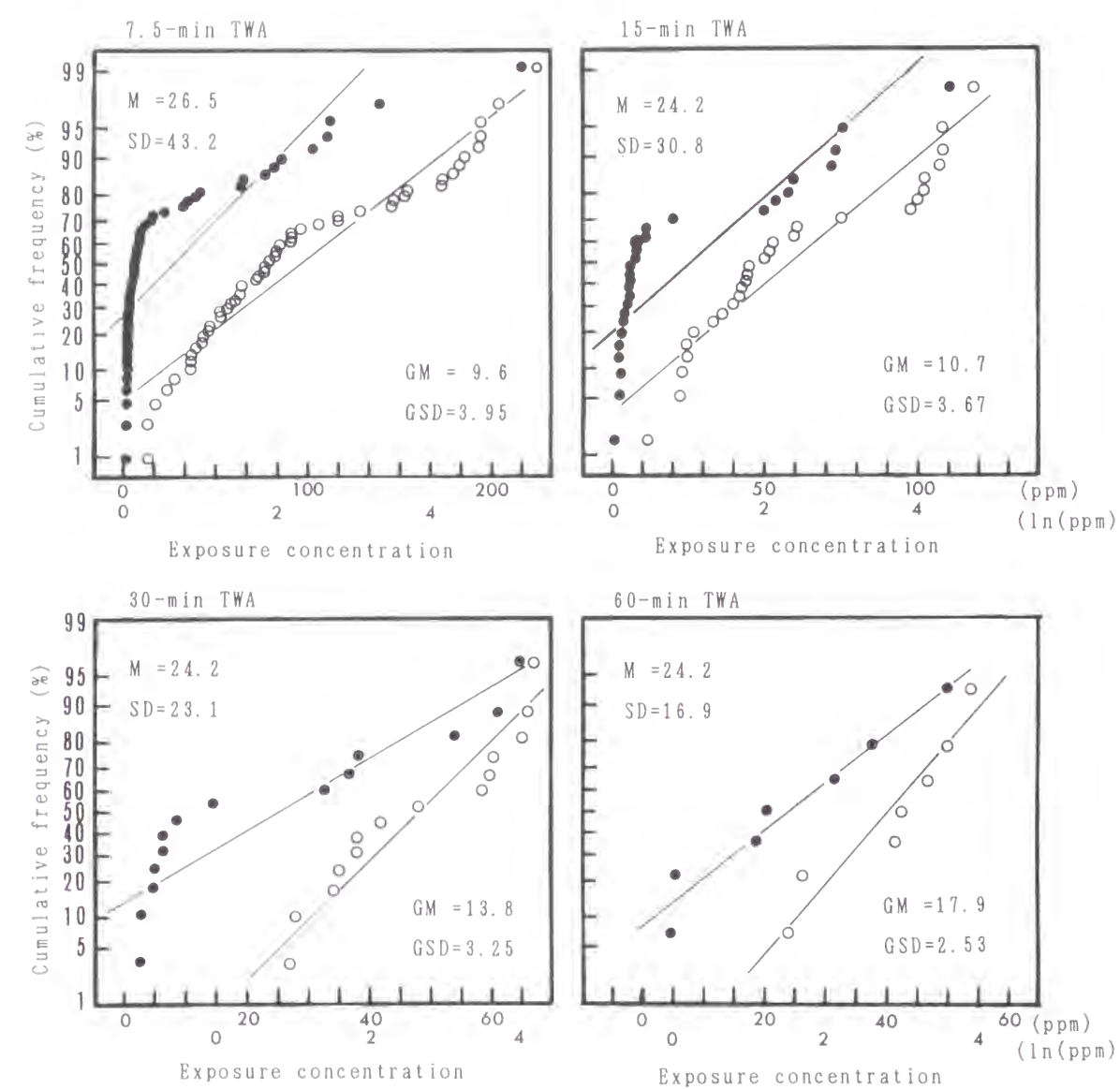


Figure 3.4 Cumulative frequency distribution of 7.5-min, 15-min, 30-min and 60-min TWAs for Worker h(A).
●: Actual exposure concentration,
○: Logarithm of exposure concentration

3.3.3 対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説

3.3.3.1 Kolmogorov-Smirnov 検定

Kolmogorov-Smirnov 検定の結果を Table 3.9 に示す。Kolmogorov-Smirnov 統計値 (KS 統計値) が有意水準値 (Critical value) より大きい場合、仮説が棄却される。

C(7.5m)および C(15m)の場合、逆ガウス分布仮説はそれぞれ 1 ケースおよび 3 ケースで棄却されたが、対数正規分布仮説はいずれのケースでも棄却されなかった。したがって、C(7.5m)および C(15m)は対数正規分布として扱う方が適切であることを示している。C(30m)および C(60m)の場合、両仮説はともにいずれのケースでも棄却されなかった。したがって、C(30m)および C(60m)は対数正規分布でも逆ガウス分布でも扱うことが可能であると言える。

Table 3.9 Examination of inverse Gaussian or lognormal hypothesis for short-term exposure distributions by the Kolmogorov-Smirnov test												
Worker	7.5-min TWA			15-min TWA			30-min TWA			60-min TWA		
	KS Statistic		Crit. value	KS Statistic		Crit. value	KS Statistic		Crit. value	KS Statistic		Crit. value
	I.G.	L.N.		I.G.	L.N.		I.G.	L.N.		I.G.	L.N.	
a	0.091	0.116	0.183	0.086	0.122	0.259	0.194	0.223	0.375	0.196	0.223	0.519
b	0.317*	0.102	0.167	0.255*	0.075	0.234	0.095	0.106	0.327	0.157	0.184	0.454
c(T)	0.097	0.081	0.213	0.099	0.099	0.294	0.136	0.150	0.409	0.300	0.296	0.563
c(X)	0.191	0.184	0.213	0.206	0.200	0.294	0.148	0.147	0.409	0.339	0.335	0.563
d(T)	0.091	0.091	0.192	0.166	0.169	0.264	0.164	0.162	0.375	0.305	0.302	0.519
d(X)	0.355*	0.114	0.192	0.403*	0.194	0.264	0.112	0.118	0.375	0.131	0.151	0.519
e	0.229*	0.088	0.167	0.185	0.071	0.234	0.223	0.097	0.327	0.105	0.147	0.454
f	0.101	0.111	0.175	0.089	0.095	0.238	0.117	0.121	0.327	0.159	0.187	0.454
g(S)	0.112	0.073	0.175	0.099	0.068	0.246	0.162	0.166	0.349	0.211	0.214	0.483
g(A)	0.093	0.066	0.175	0.134	0.104	0.246	0.137	0.138	0.349	0.207	0.208	0.483
h(S)	0.148	0.071	0.180	0.156	0.099	0.250	0.105	0.119	0.349	0.124	0.139	0.483
h(A)	0.147	0.169	0.180	0.156	0.182	0.250	0.149	0.175	0.349	0.193	0.198	0.483
i(A)	0.172	0.088	0.174	0.184	0.087	0.250	0.134	0.121	0.361	0.203	0.185	0.483
i(H)	0.111	0.065	0.174	0.098	0.124	0.250	0.150	0.153	0.361	0.288	0.269	0.483
j(A)	0.203*	0.156	0.172	0.245*	0.134	0.242	0.101	0.137	0.338	0.146	0.191	0.483
j(H)	0.160	0.058	0.172	0.146	0.078	0.242	0.191	0.143	0.338	0.152	0.137	0.483

I.G.: Inverse Gaussian distribution
L.N.: Lognormal distribution
*:The hypothesis is rejected at the 5% significance level.
Crit. Value: The critical values for each test reflect 5% significance levels.

3.3.3.2 サンプル累積度数 vs. 推定累積度数

各ケースについて、サンプル累積度数 vs. 推定累積度数図を作製したが、そのうち典型的な 2 ケースを選び Figure 3.5 および 3.6 に示す。

労働者 f の場合 (Figure 3.5)、逆ガウス分布仮説に基づく推定累積度数でも、対数正規分布仮説に基づく推定累積度数でもサンプル累積度数とよく一致しており、平均化時間が 7.5 分間から 60 分間の範囲でどちらの分布でも扱うことができる。

労働者 b の場合 (Figure 3.6)、C(7.5m)および C(15m)では、対数正規分布仮説による推

定累積度数とサンプル累積度数はよく一致しているが、逆ガウス分布仮説による推定累積度数とサンプル累積度数には大きな差が生じている。 $C(30m)$ および $C(60m)$ では、どちらの仮説でも推定累積度数とサンプル累積度数はよく一致している。したがって、 $C(7.5m)$ および $C(15m)$ は対数正規分布で扱うのが適切であり、 $C(30m)$ および $C(60m)$ はどちらの分布でも扱うことができる。

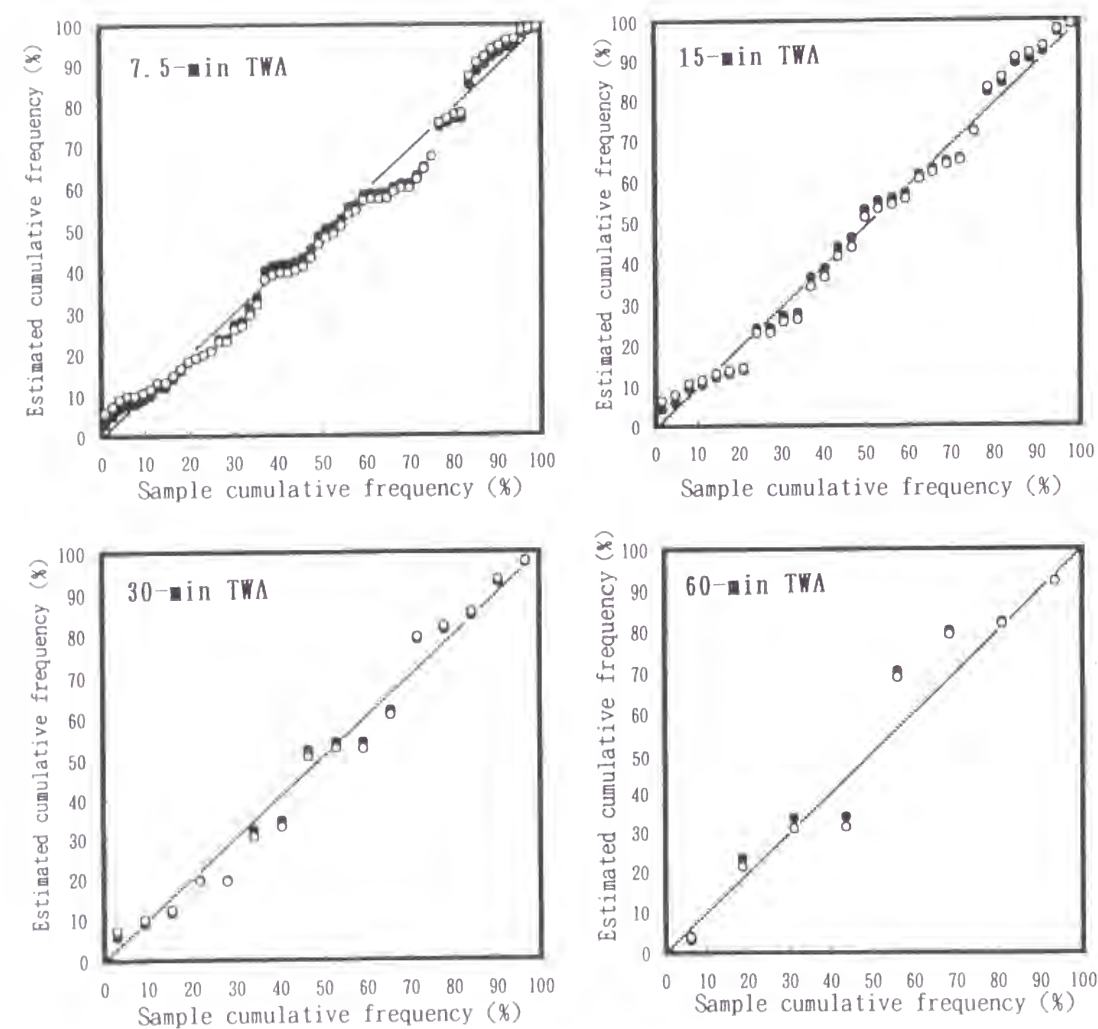


Figure 3.5 Relationships between sample cumulative frequency and estimated cumulative frequency for Worker f
 ●: Inverse Gaussian hypothesis
 ○: Lognormal hypothesis

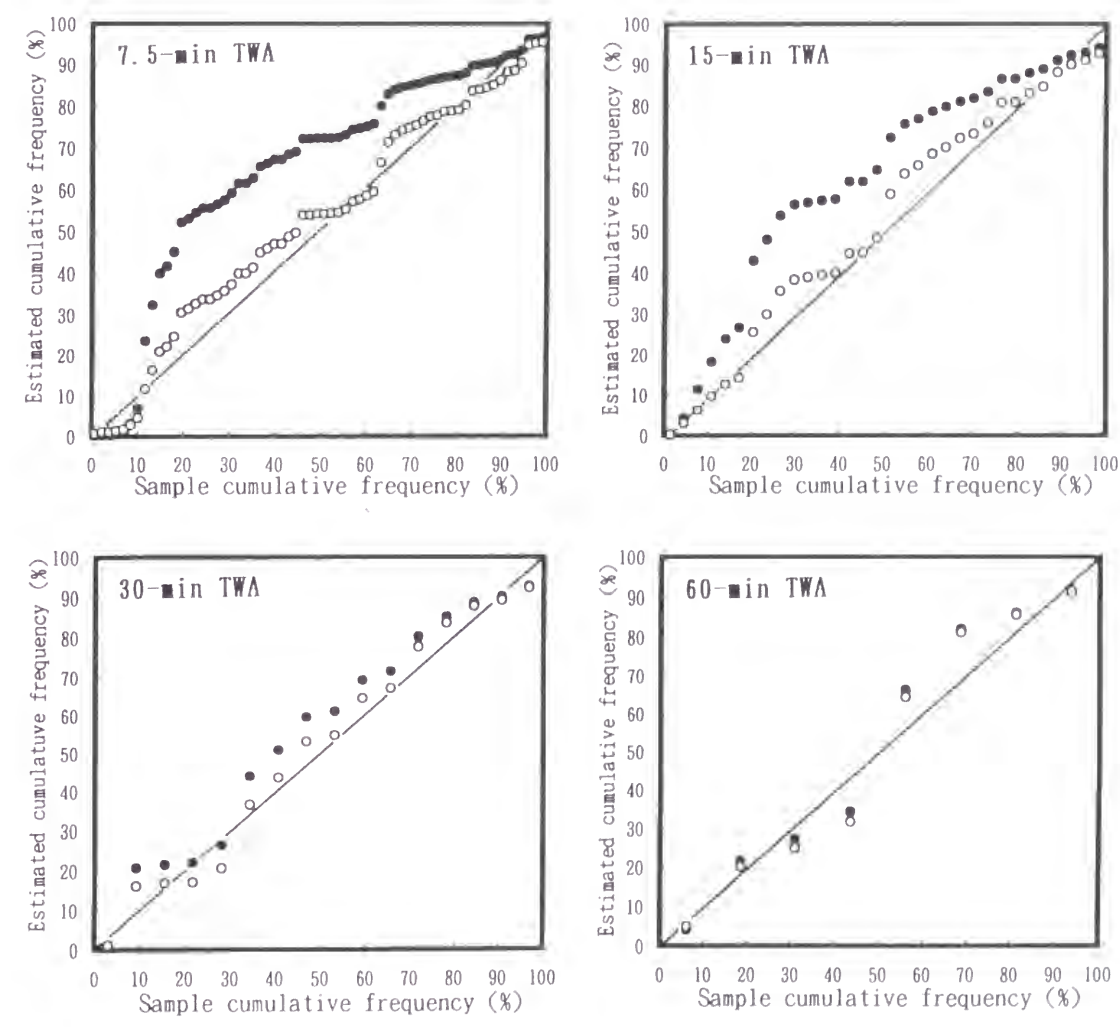


Figure 3.6 Relationships between sample cumulative frequency and estimated cumulative frequency for Worker b
 ●: Inverse Gaussian hypothesis
 ○: Lognormal hypothesis

3. 4 考察

3.4.1 正規分布仮説と対数正規分布仮説

NIOSH¹⁹⁾は、以下の4つの事実を根拠として、有害物曝露濃度を対数正規型と仮定している。

- (1) 曝露濃度の値は広範囲であり、数桁にまたがることもある。
- (2) 曝露濃度の変動の大きさは曝露濃度の桁と同程度である。
- (3) 曝露濃度の値の多くが低濃度域に存在する。
- (4) 著しく大きな値が出現する可能性がある。

これらの特徴は、曝露濃度分布が非対称であることを意味している。対称な分布の代表として正規分布があり、非対称な分布としてよく使用されるものに対数正規分布がある。したがって、本章では、短時間曝露濃度の日内分布を正規型と仮定することが適切か、あるいは対数正規型と仮定することが適切かについて検討した。その結果、 $C(7.5m)$ および $C(15m)$ のように平均化時間が短い場合には、正規分布仮説はほとんどすべてのケースで棄却されたのに対して、対数正規分布仮説は多くのケースで棄却されなかった。したがって、 $C(7.5m)$ および $C(15m)$ の分布は正規型と仮定するのは不適切であり、対数正規分布と仮定するのは適切である。

一方、 $C(30m)$ および $C(60m)$ のように平均化時間がより長くなった場合でも、正規分布仮説は一部ケースで棄却されたのに対し、対数正規分布仮説は棄却されなかった。このように、 $C(30m)$ および $C(60m)$ でも対数正規分布の方がより適切であるが、 $C(7.5m)$ および $C(15m)$ の場合に比較し、正規分布仮説が棄却されるケースが減少した。この理由のひとつとして、 $C(30m)$ および $C(60m)$ ではサンプル数が少なく、このため W -検定の検定力が小さくなることがあげられる。もうひとつの理由は、 $C(30m)$ および $C(60m)$ のように平均化時間が長くなると、算術平均値は変化しないが、分散は小さくなることである¹⁴⁾。同一の期待値（算術平均値）および分散をもつ正規分布と対数正規分布では、変動係数（CV）が小さくなるにしたがい（CV = 0.4）、両分布の確率密度関数は近ずいてくることが知られている⁹⁾。したがって、平均化時間がさらに長くなれば正規分布でも扱える可能性が示唆されよう。しかし、短時間曝露濃度の評価には、 $C(7.5m)$ から $C(60m)$ までの分布を一貫して扱うことができる対数正規分布を用いる方が適切であると言える。

3.4.2 対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説

本章では、非対称性の分布として対数正規分布および逆ガウス分布を選び、どちらの分布が短時間曝露濃度分布をより適切に記述し得るかを検討した。 $C(7.5m)$ および $C(15m)$ の場合、逆ガウス分布仮説は一部ケースで棄却されたが、対数正規分布仮説はすべてのケースで棄却されなかった。 $C(30m)$ および $C(60m)$ の場合、両仮説はともにいずれのケースでも棄却されなかった。このように平均化時間が長くなると逆ガウス分布が棄却されなくなる理由のひとつは、上記と同様、サンプル数の減少により検定力が減少することである。もうひとつの理由も、上記と同様であり、変動係数が小さくなることである。同一の期待値および分散をもつ対数正規分布と逆ガウス分布では、変動係数（CV）が小さい場合（CV = 1）、それらの確率密度関数はよく一致する（付録参照）。逆にCVが大きくなると（CV = 2）、両分布の確率密度関数にはかなりの違いが生じる。Figure 3.7は横軸に変動係数（CV）

を、縦軸に逆ガウス分布仮説に基づくKS統計値から対数正規分布仮説に基づくKS統計値を引いた値（ D ）をとり、16ケースの値をプロットしたものである。CVが2を超えると D は明らかに大きくなっており、上記した両分布の関係と符合している。したがって、平均化時間が短い $C(7.5m)$ および $C(15m)$ では、両分布の差が明確となり、逆ガウス分布が一部ケースで棄却されたものと考えられる。

対数正規分布の性質は一般によく知られており、分布の算術平均値およびパーセンタイルの算出は容易である。しかし、対数正規分布からのランダムサンプルの算術平均値は対数正規分布とはならず、平均化時間が変化した場合の分布の再生性が保証されないのが欠点である。今回の検討では、平均化時間が7.5分間から60分間の範囲で対数正規分布仮説が棄却されず、短時間曝露濃度の日内分布をこの分布で扱えることとなったが、このようなことは再生性のないこの分布では理論的には成り立たず、この結果はあくまでも近似的なものであることを銘記しておく必要がある。

一方、逆ガウス分布は一般にあまり知られてなく、パーセンタイルの算出にも労力を要する。しかし、この分布には再生性があり^{18, 20)}、この点が長所である。したがって、平均化時間の変化にかかわらず、曝露濃度分布を一貫してこの分布で扱える可能性が理論的にもありうる。しかし、本章の検討では、平均化時間が7.5分間および15分間の場合には、棄却されたケースがあり、逆ガウス分布を使用するとすれば平均化時間が30分間以上の場合とするべきであろう。

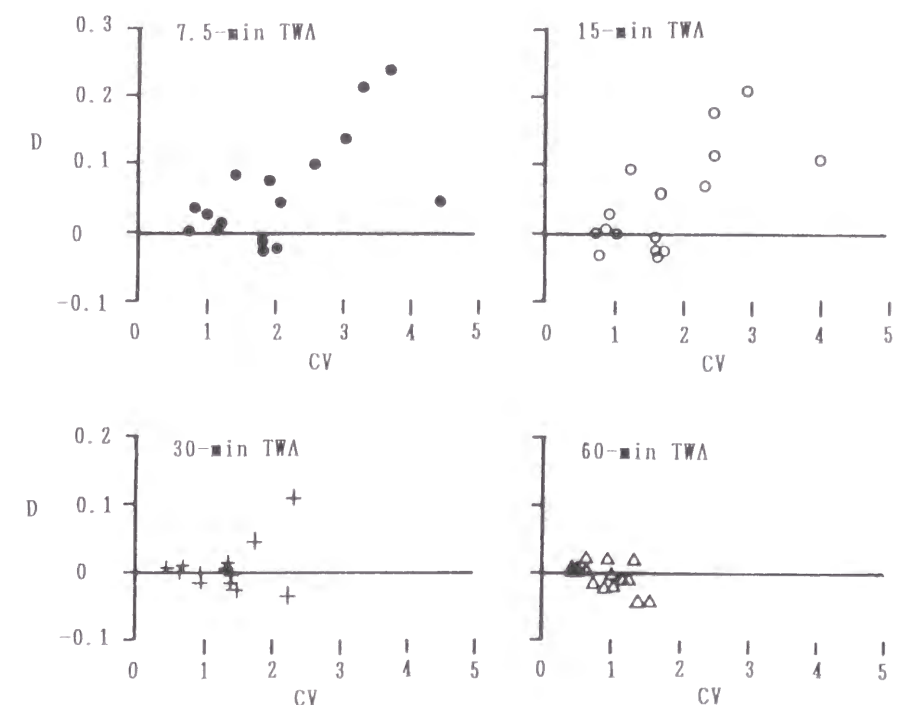


Figure 3.7 Relationships between the CV and D , where D is the Kolmogorov–Smirnov statistics based on the inverse Gaussian hypothesis minus that on the lognormal hypothesis

3. 5 結論

労働者 10 名、のべ 16 ケースについて、*C*(7.5m)を連続して測定し、*C*(7.5m)、*C*(15m)、*C*(30m)および *C*(60m)の分布型の検討を行なった。その結果、次の点が明らかとなった。

(1)平均化時間が 7.5 分間から 60 分間の範囲で、曝露濃度分布は対数正規型と仮定できる。

(2)平均化時間が 30 分間および 60 分間では、逆ガウス型と仮定することも可能である。

したがって、短時間曝露濃度の評価には、これらの仮定に基づいたパラメトリック法を使用することができる。ただし、以降の検討では、取り扱いの容易な対数正規仮説を用いる。

Table 3.3 Time series of 7.5-min TWAs (*C*(7.5m)) of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases

Series No.	Worker															
	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)
Morning																
1	16.3	20.8	1.6	13.9	4.0	0.6	2.0	6.1	2.1	5.8	2.4	3.6	38.2	1.3	22.8	3.1
2	132.6	299.5	15.7	2.8	1.9	0.4	8.6	21.3	1.8	5.5	2.5	1.4	86.1	0.4	23.7	3.3
3	232.4	63.8	4.9	110.9	MV	MV	10.2	10.1	5.0	28.0	0.5	2.5	347.9	0.7	1899.8	8.4
4	162.7	79.2	0.7	12.0	MV	MV	25.1	10.2	24.5	64.9	0.5	3.1	1152.9	2.3	1793.9	12.1
5	265.4	115.4	1.4	129.6	18.2	62.6	2.1	11.9	20.4	26.7	0.5	4.7	775.4	1.1	1946.7	14.6
6	474.9	65.7	12.3	4.0	17.4	67.7	3.3	7.8	17.4	56.7	3.9	10.4	392.9	0.8	5608.3	16.8
7	382.5	107.7	2.3	86.2	5.7	40.2	6.6	5.5	14.2	370.8	3.9	4.7	298.3	1.5	3620.3	18.7
8	49.6	14.6	1.1	79.9	5.1	77.5	7.0	3.2	9.3	146.2	3.8	6.4	216.7	1.2	1956.9	12.4
9	88.1	26.0	0.4	24.1	2.6	11.8	20.1	8.3	6.4	26.8	5.1	7.8	MV	MV	410.6	14.5
10	172.0	10.7	2.4	11.3	2.6	17.0	5.6	2.8	10.1	37.8	2.6	4.1	MV	MV	279.1	6.5
11	179.2	25.6	1.0	17.8	2.5	4.7	13.1	76.9	12.9	23.4	2.5	7.4	MV	MV	6077.6	6.2
12	190.3	318.4	1.6	18.1	3.4	27.1	3.9	14.3	13.8	42.0	12.4	111.2	65.0	1.5	4636.0	9.5
13	169.2	124.0	2.6	8.4	5.1	18.1	6.5	11.1	10.7	10.0	31.4	9.2	34.2	1.2	149.5	188.4
14	153.8	79.8	0.4	11.0	1.8	4.0	6.0	72.9	8.0	8.1	28.2	2.4	171.0	5.5	5000.2	20.3
15	57.8	110.7	2.5	14.6	4.1	2.1	5.3	21.1	6.8	9.5	34.8	2.4	147.1	20.7	79.0	97.1
16	24.4	290.2	1.3	12.8	11.7	60.6	6.7	7.2	10.2	20.9	24.9	6.3	179.9	41.4	122.9	461.8
17	42.2	78.1	4.5	17.4	12.7	108.6	3.0	3.6	14.5	21.4	41.3	1.8	MV	MV	23.7	103.6
18	49.3	146.0	2.3	18.1	6.7	116.0	2.8	4.1	10.6	31.0	40.8	1.4	MV	MV	36.3	141.5
19	84.2	172.4	2.4	14.6	13.5	62.1	3.1	5.7	10.0	33.6	36.9	104.8	MV	MV	82.5	551.6
20	93.8	105.5	0.6	6.2	13.1	111.6	4.8	12.9	12.7	28.3	19.3	39.5	170.8	13.2	109.4	662.2
21	264.3	29.2	0.5	7.8	6.2	13.3	2.6	11.1	14.1	17.8	17.8	64.0	146.1	1.9	126.4	117.0
22	103.1	21.6	0.7	17.5	4.2	6.8	2.9	10.2	11.7	58.0	51.7	86.3	625.8	1.1	85.8	154.7
23		74.4			5.0	10.6	5.1	173.5	6.4	10.7	75.2	65.5	262.4	0.6	107.2	150.4
24		30.8			5.5	8.8	2.3	9.1	8.4	9.2	58.8	41.9	149.0	2.9	81.0	202.6
25		62.0			18.0	1.3	0.1	MV	7.2	11.4	26.6	112.9	136.2	10.4	89.5	218.7
26		25.9			3.5	0.3	1.2	MV	5.2	9.2			142.4	3.0	52.8	252.5
27		7.3					1.0	5.9							123.5	239.0
28		1.4					4.7	1.8							86.4	196.3
29		15.5					2.8	10.3								
30		29.7					1.6	1.7								
31		3.2					1.3	33.5								
32		0.7					1.3	2.2								

MV: Missing value, Unit: ppm

Table 3.3 Continue

Series No.	Worker															
	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)
Afternoon																
1	2.3	0.4	0.4	3.4	3.0	2.0	7.2	121.6	1.9	16.0	7.6	5.8	43.3	0.6	47.5	10.5
2	6.9	6.0	1.4	7.8	2.8	16.1	0.5	141.9	3.3	24.2	5.1	6.5	211.4	0.1	72.2	101.8
3	9.0	27.1	0.5	12.5	3.7	8.1	0.6	56.2	8.5	51.9	5.1	5.9	367.3	0.2	111.1	390.1
4	13.0	17.9	1.2	81.6	1.9	10.0	0.7	5.8	11.1	73.1	6.5	16.8	639.8	0.4	89.7	363.4
5	14.7	12.2	1.4	104.8	1.4	8.8	3.8	2.6	23.2	86.4	6.9	22.3	456.8	0.7	141.5	284.0
6	5.6	9.7	0.7	19.1	1.7	12.0	0.2	5.8	27.4	37.5	19.5	77.6	79.4	3.0	153.0	444.0
7	26.7	25.6	0.3	6.9	5.8	2.1	0.1	3.7	37.4	37.9	31.6	81.6	110.6	2.2	64.0	82.0
8	12.6	68.9	0.4	14.2	6.7	2.0	0.9	1.6	35.6	32.9	15.6	35.2	68.6	9.0	1958.4	84.5
9	15.8	43.3	0.3	4.7	2.8	0.4	0.9	7.6	33.8	46.0	10.7	2.8	57.3	19.2	4531.4	57.4
10	61.9	85.1	0.3	9.8	3.8	0.1	0.1	47.7	34.3	79.5	49.4	4.7	88.0	11.3	3596.8	38.8
11	12.3	0.5	MV	MV	7.5	42.8	1.1	2.4	27.9	114.6	8.2	4.4	16.4	15.4	728.5	41.2
12	14.2	73.1	MV	MV	6.9	64.4	1.9	1.1	26.3	42.9	22.4	6.9	6.6	7.1	38.4	31.2
13	3.1	149.5	MV	MV	3.3	19.6	0.1	3.2	16.5	25.9	7.8	3.1	9.4	4.9	127.5	58.7
14	8.4	32.0	MV	MV	2.6	9.0	0.1	10.8	21.9	114.8	10.2	12.9	MV	MV	193.3	22.3
15	14.7	10.1	0.8	12.9	1.9	7.2	0.1	2.7	14.4	76.1	MV	MV	MV	MV	100.9	46.1
16	22.2	25.9	0.5	5.5	2.3	11.1	0.1	1.5	12.7	39.7	MV	MV	156.0	1.6	627.1	60.1
17	34.6	11.2	0.8	12.6	2.0	8.3	0.9	1.6	19.0	80.5	5.0	3.5	187.0	1.5	10.8	9.8
18	4.8	1.0	1.0	14.1	2.8	13.9	1.6	1.3	19.0	38.4	4.7	2.6	335.1	1.0	352.9	86.0
19	53.4	19.4	3.0	16.5	8.6	52.5	1.5	2.0	17.5	83.9	5.0	2.9	22.7	0.3	142.0	416.3
20	47.2	18.6	2.9	27.1	3.5	26.6	9.2	MV	15.0	46.8	6.4	2.2	149.8	4.4	81.7	473.5
21	108.0	58.8	2.5	22.3	5.8	51.8	2.3	MV	17.5	56.7	22.4	1.5	854.1	3.0	214.3	171.0
22	78.9	53.5			9.1	68.9	1.0	MV	27.8	97.1	12.8	3.9	207.7	0.8	601.6	56.8
23	42.7	26.2			3.5	56.1	1.7	MV	26.0	46.4	10.1	9.1	92.6	0.2	227.1	31.6
24	30.9	11.2			1.8	15.1	1.7	2.0	28.0	34.2	14.7	138.6	208.5	0.1	65.1	30.9
25	16.1	13.1					4.3	2.9	21.9	30.8	54.2	33.9	126.3	0.6	51.0	28.1
26	11.8	19.4					9.8	41.8	36.6	36.2	40.7	7.3	98.7	2.1	1052.2	26.4
27	15.9	11.7					25.5	61.9	38.0	41.5	82.9	9.2	114.6	7.5	1387.6	18.0
28	8.0	14.6					32.9	19.4	8.4	67.4	40.8	7.5	162.5	0.5	512.5	11.3
29	56.8	6.4					48.6	6.5	13.4	152.0	69.8	16.5	137.0	1.2	2.6	1.0
30	27.0	4.5					13.9	20.2	17.1	33.1	42.9	5.6	100.1	0.1	2.9	3.6
31	9.3	0.6					59.9	4.5	14.0	27.4	43.6	217.9	133.4	0.7	78.2	94.2
32		0.5					10.6	9.3	5.8	18.1	7.5	3.6	138.8	2.0	28.9	49.2
33													102.2	1.3		
34													165.7	2.4		
35													406.4	0.7		
36													518.4	2.7		
37													54.1	3.9		
38													137.8	3.1		
39													178.0	3.4		
40													406.3	1.4		
41													713.0	0.6		

MV: Missing value, Unit: ppm

Table 3.5 Time series of 15–min TWAs (C(15m)) of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases

Series	Worker															
No.	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)
Morning																
1	74.4	160.1	8.6	8.3	2.9	0.5	5.3	13.7	2.0	5.6	2.5	2.5	62.2	0.9	23.3	3.2
2	197.5	71.5	2.8	61.4	15.3	60.5	17.6	10.2	14.8	46.4	0.5	2.8	750.4	1.5	1846.9	10.3
3	370.1	90.6	6.8	66.8	17.8	65.2	2.7	9.9	18.9	41.7	2.2	7.6	584.2	1.0	3777.5	15.7
4	216.0	61.1	1.7	83.0	5.4	58.8	6.8	4.3	11.8	258.5	3.9	5.5	257.5	1.4	2788.6	15.6
5	130.0	18.4	1.4	17.7	2.6	14.4	12.9	5.6	8.2	32.3	3.9	5.9	MV	MV	344.9	10.5
6	184.8	172.0	1.3	17.9	3.0	15.9	8.5	45.6	13.4	32.7	7.4	59.3	MV	MV	5356.8	7.9
7	161.5	101.9	1.5	9.7	3.5	11.1	6.3	42.0	9.4	9.1	29.8	5.8	102.6	3.4	2574.9	104.4
8	41.1	200.4	1.9	13.7	7.9	31.3	6.0	14.1	8.5	15.2	29.8	4.3	163.5	31.1	101.0	279.5
9	45.8	112.0	3.4	17.8	9.7	112.3	2.9	3.8	12.5	26.2	41.0	1.6	MV	MV	30.0	122.6
10	89.0	139.0	1.5	10.4	13.3	86.8	4.0	9.3	11.3	31.0	28.1	72.1	MV	MV	96.0	606.9
11	183.7	25.4	0.6	12.7	5.2	10.0	2.8	10.6	12.9	37.9	34.8	75.1	386.0	1.5	106.1	135.9
12		52.6			5.3	9.7	3.7	91.3	7.4	9.9	67.0	53.7	205.7	1.8	94.1	176.5
13		43.9			10.7	0.8	0.7	2.2	6.2	10.3			139.3	6.7	71.2	235.6
14		4.4					2.8	3.8							105.0	217.7
15		22.6					2.2	6.0								
16		2.0					1.3	17.8								
Afternoon																
1	4.6	3.2	0.9	5.6	2.9	9.0	3.8	131.8	2.6	20.1	6.3	6.1	289.4	0.2	59.9	56.2
2	11.0	22.5	0.8	47.1	2.8	9.0	0.7	31.0	9.8	62.5	5.8	11.4	548.3	0.6	100.4	376.8
3	10.2	10.9	1.0	62.0	1.6	10.4	2.0	4.2	25.3	62.0	13.2	49.9	95.0	2.6	147.3	364.0
4	19.6	47.3	0.4	10.5	6.2	2.0	0.5	2.6	36.5	35.4	23.6	58.4	63.0	14.1	1011.2	83.3
5	38.8	64.2	0.3	7.2	3.3	0.3	0.5	27.6	34.0	62.7	30.0	3.8	52.2	13.4	4064.1	48.1
6	13.3	36.8	0.5	12.4	7.2	53.6	1.5	1.7	27.1	78.7	15.3	5.6	8.0	6.0	383.5	36.2
7	5.7	90.7	MV	MV	3.0	14.3	0.1	7.0	19.2	70.4	9.0	8.0	MV	MV	160.4	40.5
8	18.5	18.0	0.7	9.2	2.1	9.2	0.1	2.1	13.5	57.9	6.8	4.9	171.5	1.6	364.0	53.1
9	19.7	6.1	0.9	13.4	2.4	11.1	1.2	1.5	19.0	59.4	4.8	3.0	178.9	0.7	181.9	47.9
10	50.3	19.0	3.0	21.8	6.1	39.5	5.3	7.5	16.2	65.3	5.7	2.5	502.0	3.7	111.9	444.9
11	93.5	56.2			7.5	60.3	1.6	2.5	22.7	76.9	17.6	2.7	150.2	0.5	408.0	113.9
12	36.8	18.7			2.6	35.6	1.7	2.4	27.0	40.3	12.4	73.8	167.4	0.4	146.1	31.3
13	14.0	16.3					7.1	51.9	29.3	33.5	47.4	20.6	106.7	4.8	551.6	27.3
14	12.0	13.1					29.2	12.9	23.2	54.5	61.8	8.4	149.8	0.9	950.1	14.7
15	41.9	5.5					31.3	12.3	15.2	92.5	56.4	11.0	116.8	0.4	2.8	2.3
16		0.5					35.3		9.9	22.7	25.5	110.8	120.5	1.7	53.6	71.7
17													286.1	1.6		
18													286.3	3.3		
19													157.9	3.3		
20													559.7	1.0		

MV: Missing value, Unit: ppm.

Table 3.6 Time series of 30–min TWAs (C(30m)) of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases

Series	Worker																
No.	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)	
Morning																	
1	136.0	115.8	5.7	34.9	9.1	30.5	11.5	11.9	8.4	26.0	1.5	2.6	406.3	1.2	935.1	6.7	
2	293.1	75.8	4.3	74.9	11.6	62.0	4.8	7.1	11.8	150.1	3.0	6.5	420.8	1.2	3283.1	15.6	
3	177.7	95.2	1.4	17.8	2.8	15.1	10.7	25.6	11.9	28.3	5.7	32.6	MV	MV	2850.8	9.2	
4	69.6	151.2	1.7	11.7	5.7	21.2	6.1	28.1	10.5	20.7	29.8	5.1	104.3	17.2	1337.9	191.9	
5	136.3	125.5	2.4	14.1	11.5	99.6	3.5	6.6	12.1	34.4	34.6	36.9	MV	MV	63.0	364.7	
6		39.0			5.2	9.9	3.2	51.0	6.8	10.1	50.9	64.4	293.4	3.8	100.1	156.2	
7		24.1					1.7	3.0							88.1	226.6	
8		12.3					1.8	11.9									
Afternoon																	
1	7.8	12.8	0.9	26.3	2.8	9.0	2.3	81.4	6.2	41.3	6.1	8.8	315.5	0.3	80.1	216.5	
2	14.9	29.1	0.7	36.3	3.9	6.2	1.2	3.4	30.9	48.7	18.4	54.1	178.9	3.7	579.2	223.6	
3	22.9	50.5	0.4	9.8	5.2	26.9	1.0	14.7	30.5	70.7	22.7	4.7	42.1	13.3	2223.8	42.2	
4	20.0	54.4	0.8	11.3	2.5	11.7	0.1	4.6	16.4	64.1	7.9	6.5	MV	MV	262.2	46.8	
5	71.9	12.6	2.8	22.0	4.3	25.3	3.3	4.6	17.6	62.4	5.3	2.8	173.7	1.8	146.9	246.4	
6	25.4	37.4			5.0	48.0	1.7	2.5	24.8	58.6	15.0	38.3	340.7	1.0	277.0	72.6	
7	25.3	14.7					18.1	32.4	26.2	44.0	54.6	14.5	125.5	2.7	750.8	21.0	
8		3.0					33.3	11.3	12.6	57.6	41.0	60.9	127.3	1.0	28.2	37.0	
9													298.2	1.8			
10													194.1	3.0			

MV: Missing value, Unit: ppm

Table 3.7 Time series of 60–min TWAs (C(60m)) of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases

Series	Worker																
No.	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)	
Morning																	
1	214.5	95.8	5.0	54.9	10.4	46.3	8.1	9.5	11.9	88.1	2.3	4.6	413.6	1.2	2157.5	12.6	
2	129.3	123.2	1.5	14.8	4.2	18.2	8.4	26.8	10.9	21.6	17.7	18.8	MV	MV	2015.7	128.6	
3	91.0	82.2	1.8	13.6	8.4	54.7	3.3	28.8	9.4	22.3	42.7	50.6	233.2	4.7	97.0	249.6	
4		18.2					1.8	7.5									
Afternoon																	
1	11.3	21.0	0.8	31.3	3.4	7.6	1.8	42.4	18.5	45.0	12.2	31.4	247.2	2.0	329.7	220.0	
2	19.4	52.4	1.7	15.9	3.9	19.3	0.5	9.6	23.5	67.4	15.3	5.6	62.4	14.6	1243.0	44.5	
3	26.2	25.0			4.6	36.6	2.5	3.4	21.2	60.5	10.1	20.5	257.2	1.4	211.9	159.5	
4		8.9					25.7	20.8	19.4	50.8	47.8	37.7	126.4	1.8	389.5	29.0	
5													246.1	2.4			

MV: Missing value, Unit: ppm

文献 3. 1

- 1) RM.Tuggle: Assessment of occupational exposure using one-sided tolerance limits. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 43:338-346 (1982).
- 2) RJ.Sherwood: The monitoring of benzene exposure by air sampling. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 32:840-846 (1971).
- 3) AR.Jones, RS.Brief: Evaluating benzene exposure. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 32:610-613 (1971).
- 4) RS.Brief, AR.Jones: A statistical technique for determining compliance with dual hygienic standard. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 37:474-478 (1976).
- 5) J.Jude, K.Budzinski: Fehler bei der Bestimmung der Mittleren Staubkonzentration als Funktion der Anzahl der Einzelmessungen. Staub. 24:283-287, (1964).
- 6) National Institute for Occupational Safety and Health: Exposure measurement action level and occupational environmental variability (DHEW/NIOSH Publication No.76-131). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1975).
- 7) National Institute for Occupational Safety and Health: Statistical methods for the determination of noncompliance with occupational health standards (DHEW/NIOSH Publication No.75-159). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1975).
- 8) SM.Rappaport: Assessment of long-term exposures to toxic substances in air. Ann.Occup.Hyg. 35:61-121 (1991).
- 9) SM.Rappaport, S.Selvin: A method for evaluating the mean exposure from a lognormal distribution. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 48:374-379 (1987).
- 10) RM.Tuggle: Assessment of occupational exposure using one-sided tolerance limits. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 43:338-346 (1982).
- 11) RC.Spear, S.Selvin, M.Francis: The influence of averaging time on the distribution of exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 47:365-368 (1986).
- 12) BE.Saltzman: Significance of sampling time in air monitoring. J.Air.Poll.Control.Assoc. 20:660-665 (1970).
- 13) RI.Larsen: A new mathematical model of air pollutant concentration averaging time and frequency. J.Air.Poll.Control.Assoc. 19:24-30 (1969).
- 14) RA.Dommer, RG.Melcher: Phase equilibrium method for the determination of desorption efficiencies. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 39:240-246 (1978).
- 15) SS.Shapiro, MB.Wilk: An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrik. 52:591-611 (1965).
- 16) SS.Shapiro, RS.Francia: An approximate analysis of variance test for normality. J.Am.Stat.Assoc. 67(337):215-216 (1972).
- 17) MG.Kendall, A.Stuart: The advanced theory of statistics. Griffin, London. the 3rd ed. Vol 2, p.466-477 (1973).
- 18) NL.Johnson, S.Kotz: Distributions in statistics: Continuous univariate distributions-1. John Wiley & Sons, Inc. New York. p.137-153 (1970).
- 19) MT.Wasan, LK.Roy: Tables of inverse Gaussian Percentage points. Technometrics 11:591-

604 (1969).

- 20) JL.Folks, RS.Chhikara: The inverse gaussian distribution and its statistical application- a review. J.R.Statist Soc.B. 40:263-289 (1978).
- 21) National Institute for Occupational Safety and Health: Occupational exposure sampling strategy manual. (DHEW/NIOSH Publication No.77-173). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).

第2節 短時間曝露濃度の自己相関

3. 6 はじめに

第1節では、短時間曝露濃度の時間的変動を分布によって表現した。分布とは曝露濃度のレベル別の出現頻度を与えるものであり、曝露濃度が時系列的にどのように変化しているかについては何も表現していない。実際の産業現場では、曝露濃度は時間的にランダムに変化しているわけではなく、連続的に変化している。したがって、時刻 $t+\Delta t$ の曝露濃度 $C(t+\Delta t)$ は時刻 t の曝露濃度 $C(t)$ に部分的に依存している。このような異なる2つの時刻の曝露濃度間の相関を「自己相関」と呼ぶ。有害物曝露濃度の自己相関の強さは次式で示される自己相関係数 $\rho(\Delta t)$ により表現される¹⁾。

$$\rho(\Delta t) = \text{Cov}[C(t), C(t+\Delta t)] / \text{Var}[C(t)] \quad (3.1)$$

ここで、Cov および Var はそれぞれ共分散および分散であり、 Δt は時間間隔である。 Δt を変数と見れば、 $\rho(\Delta t)$ は自己相関関数と言うことができる。曝露濃度の瞬間値 $C(t)$ の代わりに T 分間の時間荷重平均値 (T -min TWA) を用いれば、自己相関係数は次式となる。

$$\rho(Tm, \Delta t) = \text{Cov}[C(Tm, t), C(Tm, t+\Delta t)] / \text{Var}[C(Tm, t)] \quad (3.2)$$

ここで、 $C(Tm, t)$ は時刻 t を中央とする T 分間の平均曝露濃度である。

これまで、短時間曝露濃度の自己相関に関しては理論的な考察は行われているが²⁻⁶⁾、実際の曝露データを用いた検討はなされていない。このため、本節では、第1節で測定したデータを用い、短時間曝露濃度の自己相関の大きさと特徴を明らかにする。それはまた、第3節および第1節とも関連している。すなわち、第3節では、平均化時間の変化により曝露濃度分布のパラメータがどのように変化するかを検討する予定であるが、このパラメータの変化には自己相関が関連している^{3, 6)}。たとえば、平均化時間が15分から30分間に変化した場合を考えてみる。30-min TWA は連続する2つの15-min TWA の平均値であるから、もし15-min TWA の時系列に自己相関がなければ、30-min TWA の分布は2つの15-min TWA のランダムサンプルの平均値の分布と考えられ、したがって分散は1/2になる。しかし、15-min TWA に自己相関がある場合には、分散の変化はこのように単純には考えられないのである。

また、第1節では、実際の産業現場において短時間曝露濃度の変動の大きさがどの程度であるかを調査する予定であるが、変動の大きさをバイアスなく推定するための適切なサンプリング計画の決定に自己相関が関係している。たとえば、15min TWA の分布を推定する場合、一般に5個程度のサンプルを取り、幾何平均値や幾何標準偏差などを算出する。もし曝露濃度が強い自己相関をもっていれば、連続して採取したサンプルから算出したパラメータはバイアスをもつことになる⁹⁾。したがって、適切な間隔をあけてサンプルを採取すべきであるが、その指針をこの節で明らかにしたい。

3. 7 方法

$C(7.5m)$ 、 $C(15m)$ 、 $C(30m)$ および $C(60m)$ の時系列における、 $\Delta t=7.5k$ (min) での標本自己相関係数をそれぞれ $r(7.5m, 7.5k)$ 、 $r(15m, 7.5k)$ 、 $r(30m, 7.5k)$ および $r(60m, 7.5k)$ とする。Figure 3.8 はこれら自己相関係数の意味をわかりやすく説明したものである。

第1節では、労働者10人について $C(7.5m)$ を連続して測定したが、それらのデータを用

い $r(7.5m, 7.5k)$ を次のようにして算出した。まず、 $\Delta t=7.5k$ (min) での $C(7.5m)$ の共分散を次式で求めた⁷⁾。

$$\begin{aligned} & \text{Cov}[C(7.5m, i), C(7.5m, i+k)] \\ &= \sum_{i=1}^{n-k} (C(7.5m, i) - C(7.5m))(C(7.5m, i+k) - C(7.5m)) a_i a_{i+k} / \sum_{i=1}^{n-k} a_i a_{i+k} \end{aligned} \quad (3.3)$$

ここで、 $C(7.5m, i)$ および $C(7.5m, i+k)$ は $C(7.5m)$ のそれぞれ i 番目および $i+k$ 番目の値である。また、 $C(7.5m, i)$ が欠損値の場合は $a_i=0$ 、 $C(7.5m, i)$ が測定されていれば $a_i=1$ である。 $C(7.5m)$ は $C(7.5m)$ の算術平均値である。次いで、自己相関係数 $r(7.5m, 7.5k)$ を次式で求めた

$$r(7.5m, 7.5k) = \text{Cov}[C(7.5m, i), C(7.5m, i+k)] / \text{Var}[C(7.5m)] \quad (3.4)$$

$r(15m, 7.5k)$ 、 $r(30m, 7.5k)$ および $r(60m, 7.5k)$ については次式により算出した（本節の付録参照）。

$$r(15m, 7.5k) = \frac{r(7.5m, 7.5(k-1)) + 2r(7.5m, 7.5k) + r(7.5m, 7.5(k+1))}{2 + 2r(7.5m, 7.5)} \quad (3.5)$$

ここで、 $k \geq 2$ である。

$$r(30m, 7.5k) = \frac{\sum_{i=1}^4 i r(7.5m, 7.5(k+i-4)) + \sum_{i=5}^7 (8-i) r(7.5m, 7.5(k+i-4))}{4 + 2 \sum_{i=1}^3 (4-i) r(7.5m, 7.5i)} \quad (3.6)$$

ここで、 $k \geq 4$ である。

$$r(60m, 7.5k) = \frac{\sum_{i=1}^8 i r(7.5m, 7.5(k+i-8)) + \sum_{i=9}^{15} (16-i) r(7.5m, 7.5(k+i-8))}{8 + 2 \sum_{i=1}^7 (8-i) r(7.5m, 7.5i)} \quad (3.7)$$

ここで、 $k \geq 8$ である。

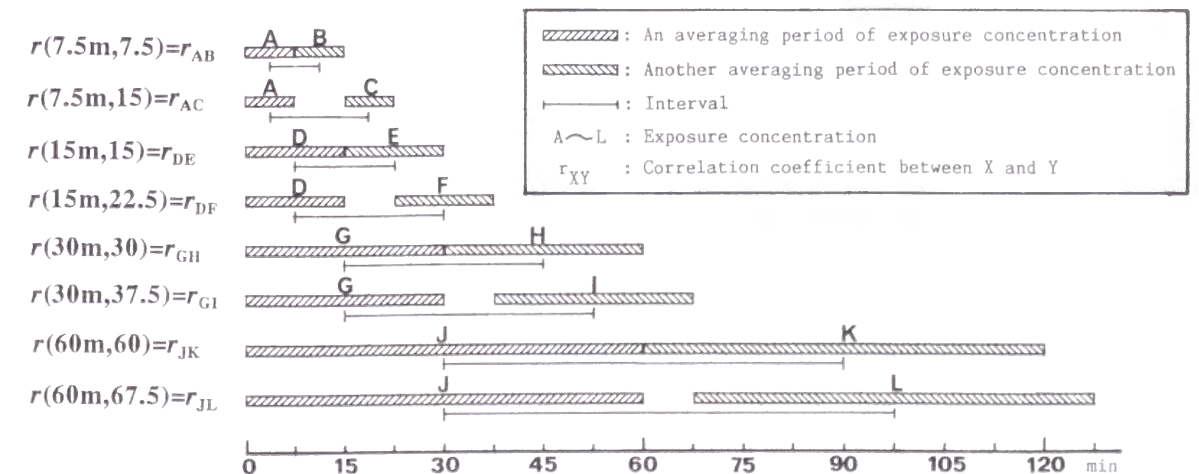


Figure 3.8 Pair averaging periods of exposure concentration in $r(7.5m, \Delta t)$

3. 8 結果

3.8.1 連続する短時間曝露濃度間の相関

$C(7.5m)$ 、 $C(15m)$ 、 $C(30m)$ および $C(60m)$ の自己相関係数をそれぞれ Table 3.10、3.11、3.12 および 3.13 に示す。また、連続する短時間曝露濃度間の相関係数 $r(7.5m,7.5)$ 、 $r(15m,15)$ 、 $r(30m,30)$ および $r(60m,60)$ を Table 3.14 にまとめた。本研究では、 r が 0.3～0.5、0.5～0.7、0.7～の場合に、相関がそれぞれ「弱い」「中程度」「強い」と表現する。

$r(7.5m,7.5)$ は 0.07～0.73 の範囲であり、すべてのケースで正の値であった (Table 3.14) 。したがって、連続する 2 つの $C(7.5m)$ の間には相関がほとんどないケースから強い正の相関があるケースまであったが、負の相関のあるケースはなかった。 $r(15m,15)$ は 0.01～0.68 の範囲であり (Table 3.14) 、連続する 2 つの $C(15m)$ の間には相関がほとんどないケースから中程度の正の相関があるケースまであった。これらの結果は、平均化時間が 15 分間以下の場合には、ある時点の曝露濃度はそのすぐ前の時点の曝露濃度に引っ張られる傾向のあることを示している。 $r(30m,30)$ は 11 ケースでは正の値 (0.03～0.59) 、残りの 5 ケースでは負の値 (−0.22～−0.01) であった (Table 3.14) 。したがって、平均化時間が 30 分間の場合でも、ある時点の曝露濃度はすぐ前の時点の曝露濃度に引っ張られる傾向を持っているが、平均化時間が 15 分間以下の場合に比べ、その傾向が弱まっていると言える。 $r(60m,60)$ は−0.47～0.59 の範囲であり、ほぼ半分のケースでは負の値となった (Table 3.14) 。このことは、平均化時間が 60 分間になると、先に述べた傾向は既に無くなってしまうことを示している。

Table 3.10 Autocorrelation coefficients ($r(7.5m,\Delta t)$) in 7.5-min TWAs of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases																	
Interval		Worker															
Δt	k	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)
7.5	1	0.72	0.31	0.15	0.07	0.42	0.59	0.48	0.27	0.73	0.31	0.65	0.12	0.44	0.49	0.46	0.56
15.0	2	0.45	0.24	-0.08	0.34	0.09	0.36	0.59	0.02	0.49	-0.06	0.59	0.08	-0.04	0.17	0.21	0.22
22.5	3	0.43	0.34	0.03	-0.09	0.05	0.06	0.34	-0.01	0.36	0.02	0.31	0.03	-0.08	0.01	0.21	0.27
30.0	4	0.40	0.34	0.62	0.02	-0.08	-0.18	0.23	-0.14	0.24	-0.05	0.35	-0.05	-0.08	0.15	0.03	0.17
37.5	5	0.29	0.17	-0.02	0.02	-0.09	-0.38	0.12	-0.18	0.07	-0.08	0.19	-0.13	0.03	0.08	0.16	-0.03
45.0	6	0.31	0.06	-0.04	-0.11	-0.09	-0.40	0.01	-0.15	-0.04	-0.16	0.14	0.00	0.01	-0.11	0.13	0.02
52.5	7	0.46	0.17	0.02	-0.05	-0.10	-0.29	0.03	-0.13	0.02	-0.04	-0.09	0.36	-0.08	-0.21	0.07	0.03
60.0	8	0.40	-0.01	-0.01	-0.03	0.06	-0.16	-0.02	0.09	0.01	-0.03	-0.10	-0.06	-0.25	-0.25	0.17	-0.12
67.5	9	0.27	0.01	-0.02	-0.03	0.00	-0.02	0.00	0.17	0.01	-0.06	-0.09	-0.01	-0.28	-0.01	-0.07	-0.19
75.0	10	0.20	0.27	-0.03	-0.14	0.07	0.29	-0.07	-0.17	0.06	-0.01	-0.19	-0.05	-0.16	-0.07	-0.15	-0.20
82.5	11	0.18	0.10	0.21	-0.21	0.34	0.37	0.00	-0.09	0.19	0.04	-0.34	-0.16	-0.11	-0.06	-0.10	-0.17
90.0	12	0.13	0.03	-0.06	-0.18	0.36	0.54	-0.09	0.18	0.41	0.08	-0.49	-0.18	-0.07	-0.08	-0.15	-0.12
97.5	13	0.12	0.16	0.08	-0.17	0.29	0.27	-0.12	-0.19	0.47	-0.07	-0.49	-0.08	0.03	-0.16	-0.15	0.03
105.0	14	0.42	0.33	-0.07	-0.13	0.48	0.16	-0.15	-0.23	0.52	0.00	-0.46	-0.17	0.18	-0.17	-0.13	0.12
112.5	15	0.56	-0.05	0.16	-0.15	0.19	-0.07	-0.16	-0.27	0.56	0.06	-0.26	-0.10	0.07	-0.08	-0.12	0.10
120.0	16	0.42	0.05	-0.05	-0.21	-0.24	-0.38	-0.17	-0.22	0.53	-0.20	-0.33	-0.03	-0.06	0.08	-0.12	0.04

Table 3.11 Autocorrelation coefficients ($r(15m,\Delta t)$) in 15-min TWAs of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases																	
Interval		Worker															
Δt	k	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)
15.0	2	0.59	0.43	0.01	0.31	0.23	0.43	0.68	0.12	0.60	0.08	0.65	0.14	0.10	0.28	0.37	0.40
22.5	3	0.50	0.48	0.26	0.08	0.04	0.10	0.51	−0.06	0.42	−0.03	0.47	0.04	−0.10	0.12	0.22	0.30
30.0	4	0.44	0.45	0.54	−0.02	−0.07	−0.21	0.31	−0.19	0.26	−0.06	0.36	−0.09	−0.08	0.14	0.15	0.18
37.5	5	0.37	0.28	0.23	−0.03	−0.12	−0.42	0.16	−0.26	0.10	−0.15	0.26	−0.14	−0.01	0.07	0.16	0.04
45.0	6	0.39	0.18	−0.04	−0.12	−0.13	−0.46	0.06	−0.24	0.01	−0.17	0.11	0.11	−0.01	−0.11	0.16	0.01
52.5	7	0.47	0.15	−0.01	−0.11	−0.08	−0.36	0.02	−0.13	0.01	−0.11	−0.04	0.30	−0.14	−0.26	0.15	−0.02
60.0	8	0.45	0.07	−0.01	−0.06	0.01	−0.20	−0.01	0.09	0.02	−0.07	−0.11	0.11	−0.30	−0.24	0.12	−0.13
67.5	9	0.33	0.11	−0.04	−0.10	0.04	0.03	−0.03	0.10	0.03	−0.06	−0.14	−0.06	−0.34	−0.11	−0.04	−0.23
75.0	10	0.25	0.25	0.05	−0.24	0.17	0.30	−0.05	−0.11	0.09	−0.01	−0.24	−0.12	−0.25	−0.07	−0.16	−0.25
82.5	11	0.20	0.19	0.14	−0.35	0.39	0.50	−0.06	−0.07	0.24	0.05	−0.41	−0.25	−0.16	−0.09	−0.17	−0.21
90.0	12	0.16	0.12	0.07	−0.35	0.47	0.55	−0.11	0.03	0.42	0.05	−0.55	−0.27	−0.07	−0.13	−0.18	−0.12
97.5	13	0.23	0.26	0.02	−0.31	0.50	0.39	−0.16	−0.17	0.54	−0.02	−0.58	−0.23	0.06	−0.19	−0.20	0.02
105.0	14	0.44	0.29	0.05	−0.27	0.51	0.16	−0.20	−0.36	0.60	0.00	−0.50	−0.23	0.16	−0.19	−0.18	0.12
112.5	15	0.57	0.10	0.09	−0.30	0.22	−0.11	−0.22	−0.39	0.62	−0.03	−0.40	−0.18	0.09	−0.08	−0.17	0.12
120.0	16	0.50	0.06	0.04	−0.35	−0.20	−0.36	−0.22	−0.31	0.59	−0.19	−0.33	−0.05	0.06	0.00	−0.15	0.02

Table 3.12 Autocorrelation coefficients ($r(30m,\Delta t)$) in 30-min TWAs of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases																	
Interval		Worker															
Δt	k	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)
30.0	4	0.59	0.53	0.52	0.06	−0.01	−0.16	0.40	−0.22	0.35	−0.10	0.45	0.03	−0.03	0.17	0.30	0.28
37.5	5	0.54	0.42	0.35	−0.03	−0.11	−0.39	0.25	−0.31	0.20	−0.20	0.29	0.03	−0.11	0.00	0.25	0.13
45.0	6	0.53	0.30	0.22	−0.12	−0.13	−0.47	0.13	−0.26	0.09	−0.22	0.14	0.10	−0.18	−0.13	0.21	0.03
52.5	7	0.52	0.24	0.08	−0.13	−0.10	−0.39	0.05	−0.18	0.04	−0.20	0.01	0.17	−0.28	−0.22	0.15	−0.08
60.0	8	0.48	0.19	−0.01	−0.18	0.02	−0.20	0.00	−0.08	0.04	−0.15	−0.11	0.09	−0.39	−0.26	0.09	−0.18
67.5	9	0.42	0.20	0.03	−0.25	0.16	0.07	−0.03	0.00	0.09	−0.08	−0.22	−0.03	−0.45	−0.22	−0.04	−0.24
75.0	10	0.35	0.24	0.08	−0.34	0.33	0.33	−0.06	−0.04	0.19	−0.02	−0.35	−0.18	−0.40	−0.20	−0.14	−0.26
82.5	11	0.30	0.26	0.13	−0.42	0.54	0.50	−0.09	−0.09	0.33	0.01	−0.47	−0.34	−0.27	−0.19	−0.21	−0.22
90.0	12	0.32	0.27	0.12	−0.47	0.66	0.54	−0.14	−0.18	0.48	0.04	−0.56	−0.39	−0.11	−0.20	−0.26	−0.13
97.5	13	0.38	0.28	0.13	−0.48	0.66	0.41	−0.18	−0.36	0.61	−0.01	−0.60	−0.38	0.03	−0.21	−0.27	−0.02
105.0	14	0.48	0.27	0.10	−0.48	0.53	0.18	−0.21	−0.45	0.69	−0.07	−0.57	−0.34	0.14	−0.20	−0.25	0.05
112.5	15	0.55	0.21	0.06	−0.46	0.25	−0.10	−0.25	−0.51	0.70	−0.14	−0.50	−0.24	0.22	−0.16	−0.23	0.06
120.0	16	0.54	0.17	−0.03	−0.43	0.02	−0.35	−0.26	−0.43	0.64	−0.24	−0.43	−0.15	0.27	−0.15	−0.20	0.02

Table 3.13 Autocorrelation coefficients ($r(60m,\Delta t)$) in 60-min TWAs of exposure concentrations to organic solvents in 16 cases

Interval		Worker															
Δt	k	a	b	c(T)	c(X)	d(T)	d(X)	e	f	g(S)	g(A)	h(S)	h(A)	i(A)	i(H)	j(A)	j(H)
60.0	8	0.59	0.39	0.21	-0.36	0.35	-0.01	-0.10	-0.36	0.34	-0.20	-0.11	-0.09	-0.47	-0.23	0.08	-0.08
67.5	9	0.55	0.36	0.17	-0.48	0.44	0.10	0.00	-0.43	0.37	-0.21	-0.26	-0.20	-0.50	-0.28	-0.03	-0.15
75.0	10	0.54	0.34	0.16	-0.60	0.53	0.22	-0.08	-0.51	0.43	-0.19	-0.39	-0.29	-0.43	-0.31	-0.12	-0.18
82.5	11	0.52	0.32	0.13	-0.68	0.62	0.30	-0.14	-0.57	0.52	-0.18	-0.49	-0.36	-0.31	-0.32	-0.19	-0.18
90.0	12	0.52	0.30	0.07	-0.72	0.69	0.32	-0.19	-0.56	0.60	-0.18	-0.57	-0.41	-0.17	-0.34	-0.24	-0.16
97.5	13	0.52	0.27	0.05	-0.73	0.73	0.25	-0.23	-0.54	0.67	-0.20	-0.62	-0.44	-0.03	-0.36	-0.29	-0.13
105.0	14	0.52	0.26	0.02	-0.70	0.69	0.13	-0.27	-0.49	0.69	-0.23	-0.63	-0.49	0.10	-0.35	-0.32	-0.09
112.5	15	0.52	0.22	0.00	-0.66	0.58	-0.04	-0.30	-0.44	0.67	-0.28	-0.63	-0.55	0.19	-0.34	-0.33	-0.06
120.0	16	0.50	0.18	-0.05	-0.61	0.41	-0.22	-0.33	-0.36	0.60	-0.33	-0.62	-0.58	0.25	-0.33	-0.34	-0.05

Table 3.14 Correlation coefficients between two consecutive short-term exposure concentrations

Worker	$r(7.5m,7.5)$	$r(15m,15)$	$r(30m,30)$	$r(60m,60)$
a	0.72	0.59	0.59	0.59
b	0.31	0.43	0.53	0.39
c(T)	0.15	0.01	0.52	0.21
c(X)	0.07	0.31	0.06	-0.36
d(T)	0.42	0.23	-0.01	0.35
d(T)	0.59	0.43	-0.16	-0.01
e	0.48	0.68	0.40	0.10
f	0.27	0.12	-0.22	-0.36
g(S)	0.73	0.60	0.35	0.34
g(A)	0.31	0.08	-0.10	-0.20
h(s)	0.65	0.65	0.45	-0.11
h(A)	0.12	0.14	0.03	-0.09
i(A)	0.44	0.10	-0.03	-0.47
i(H)	0.49	0.28	0.17	-0.23
j(A)	0.46	0.37	0.30	0.08
j(H)	0.56	0.40	0.28	-0.08

3.8.2 C(7.5m)の自己相関関数

代表的な 1 ケースについて、C(7.5m)の時系列データを Figure 3.9 に、また C(7.5m)の自己相関関数を Figure 3.10 に示す。

労働者 c (X)の場合、大部分の $r(7.5m,\Delta t)$ は±0.2 以内であり、C(7.5m)には自己相関はほとんど見られない。時系列データを見ると、C(7.5m)が 1 日の算術平均値を超えてもまたすぐに下がっており、算術平均値を連続して超える期間 (=P) は平均 10.5 分間である。この P の短さが自己相関を弱くしている。

労働者 e の場合、 $r(7.5m,7.5)$ 、 $r(7.5m,15)$ および $r(7.5m,22.5)$ はそれぞれ 0.48、0.59 および 0.34 であり、 $\Delta t \geq 37.5$ (min) では±0.2 以内となっており、自己相関関数は指数関数的パターンを示す。時系列データから P=20.3 (min) が求まるが、それは労働者 c (X)に比べ長

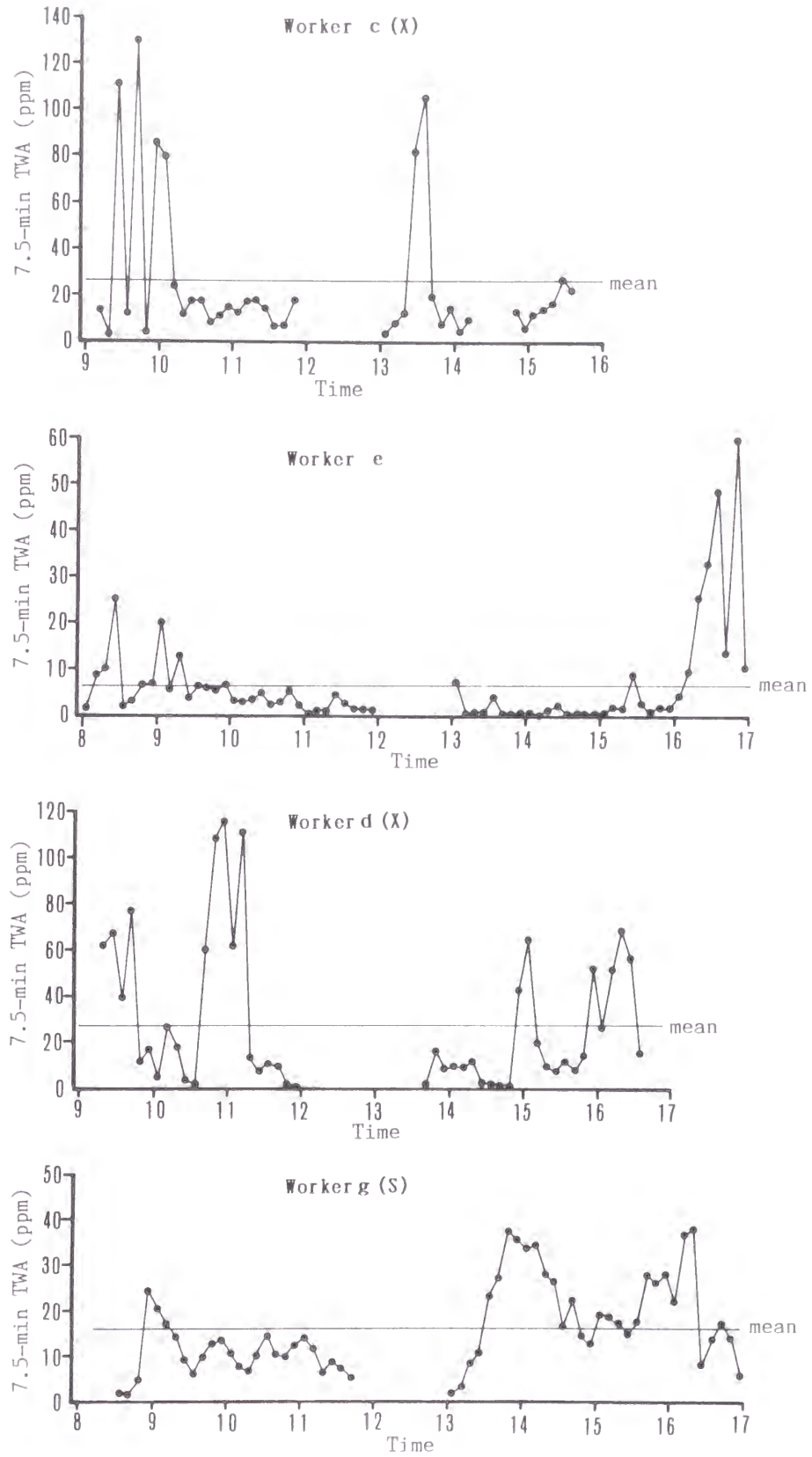


Figure 3.9 Exposure time series for four typical cases

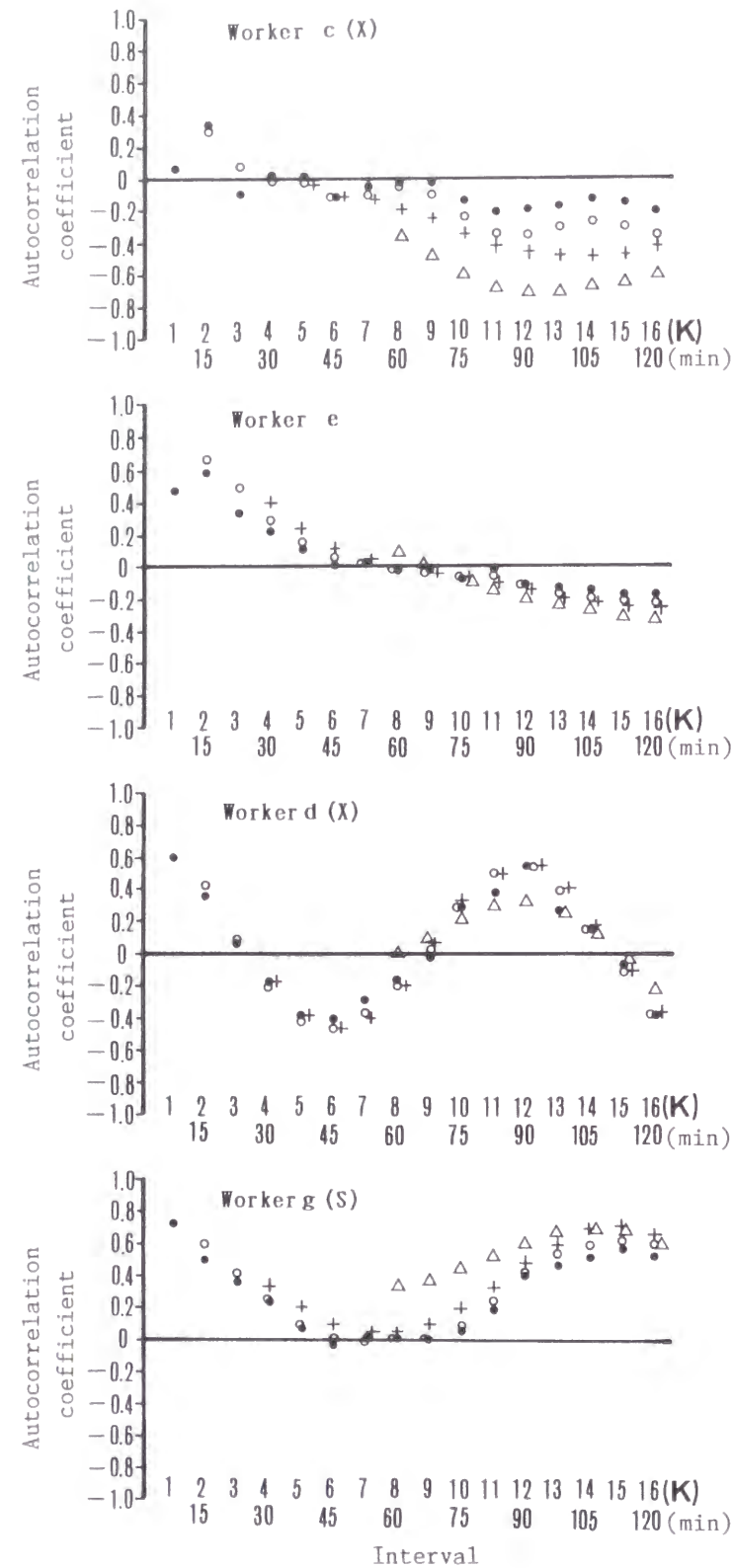


Figure 3.10 Autocorrelation functions for four typical cases
 ●: $r(7.5m, \Delta t)$, ○: $r(15m, \Delta t)$, +: $r(30m, \Delta t)$, △: $r(60m, \Delta t)$

く、この長さが自己相関を強くしている。

労働者 d (X) の場合、 $r(7.5m, \Delta t)$ は、 $\Delta t=7.5 \sim 45$ (min) の間に 0.59 から -0.40 まで減少している。そして、続く $\Delta t=45 \sim 90$ (min) の間増加し、 $\Delta t=90 \sim 120$ (min) では再び減少している。このように、自己相関関数は周期関数的パターンを示す。時系列データを見ると、 $C(7.5m)$ は 90～120 分間の周期で 1 日の算術平均値を上下しており、この動きが自己相関関数に周期性を与えている。

労働者 g (S) の場合、自己相関関数はやはり周期性をもっているが、 $r(7.5m, \Delta t)$ は負の値をほとんどとらない。時系列データを見ると、1 日の後半に約 2 時間の間隔で 2 つのピークがあり、しかも、ピークの谷間の $C(7.5m)$ は 1 日の算術平均値を大きくは下回らない。このような状況が、自己相関関数に周期性を与え、かつ負の値をとらせない理由である。また、 $P=36$ (min) は 4 ケースの中で最長であり、これが $r(7.5m, 7.5)$ の値を最大にし、かつ Δt の増大に伴う $r(7.5m, \Delta t)$ の減少速度を小さくしている。

3.8.3 曝露濃度の平均化時間が自己相関に与える影響

曝露濃度の平均化時間が 15 分間、30 分間あるいは 60 分間になると、自己相関関数はどのように変化するのだろうか。Figure 3.10 には、 $r(15m, \Delta t)$ 、 $r(30m, \Delta t)$ および $r(60m, \Delta t)$ も示している。

いずれのケースでも、 $r(15m, \Delta t)$ は $r(7.5m, \Delta t)$ とほぼ同じ値である。 $r(30m, \Delta t)$ は $r(7.5m, \Delta t)$ の値から少し離れている。 $r(60m, \Delta t)$ はケースによって異なり、労働者 c (X) および g (S) では $r(7.5m, \Delta t)$ からかなり離れているのに対して、労働者 e および d (X) では $r(7.5m, \Delta t)$ の値とほぼ同じである。式 3.7 の分母は $r(7.5m, 7.5)$ から $r(7.5m, 52.5)$ までの一次関数であり、したがってこれらの値が 0 に近ければ（たとえば労働者 c (X)）、 $r(60m, \Delta t)$ の絶対値は大きくなる。もうひとつの理由は、 $r(60m, \Delta t)$ が $r(7.5m, \Delta t-52.5)$ から $r(7.5m, \Delta t+52.5)$ までの値に依存していることである（式 3.7）。たとえば労働者 g (S) では、 $r(60m, 60)$ は $r(7.5m, 60)$ に比べかなり大きい、これは $r(7.5m, 60)$ が $r(7.5m, \Delta t)$ の中で最も小さいのに対して、 $r(60m, 60)$ は $r(7.5m, 7.5)$ から $r(7.5m, 112.5)$ までの値の影響を受けるためである。

3.8.4 全ケースの自己相関係数の平均値

先に見たように、自己相関関数は各ケースによって様々なパターンを示す。そこで自己相関関数の全体的な傾向を知るため、16 ケースの自己相関係数の平均値 $\bar{r}(7.5m, \Delta t)$ 、 $\bar{r}(15m, \Delta t)$ 、 $\bar{r}(30m, \Delta t)$ および $\bar{r}(60m, \Delta t)$ を算出し、Figure 3.11 に示した。この値には統計学的に厳密な意味はないが、様々な産業現場での自己相関係数の平均的な数値と言えるであろう。 $\bar{r}(7.5m, 7.5)$ 、 $\bar{r}(15m, 15)$ および $\bar{r}(30m, 30)$ はそれぞれ 0.42、0.34 および 0.20 であり、これら平均自己相関係数は Δt が増加するに従い指数関数的に減少し、 $\Delta t=45$ (min) 以降、ほぼ 0 になっている。したがって、平均的な傾向として、曝露濃度の平均化時間が 30 分間以下の場合には連続する曝露濃度には正の相関があり、時間間隔が長くなると自己相関は減少していくと言える。 $\bar{r}(60m, 60)$ は ± 0.1 以内であり、 Δt にかかわらずほぼ 0 である。このことは、全体的傾向として、平均化時間が 60 分間の場合には Δt にかかわらず自己相関はほとんどないことを示している。

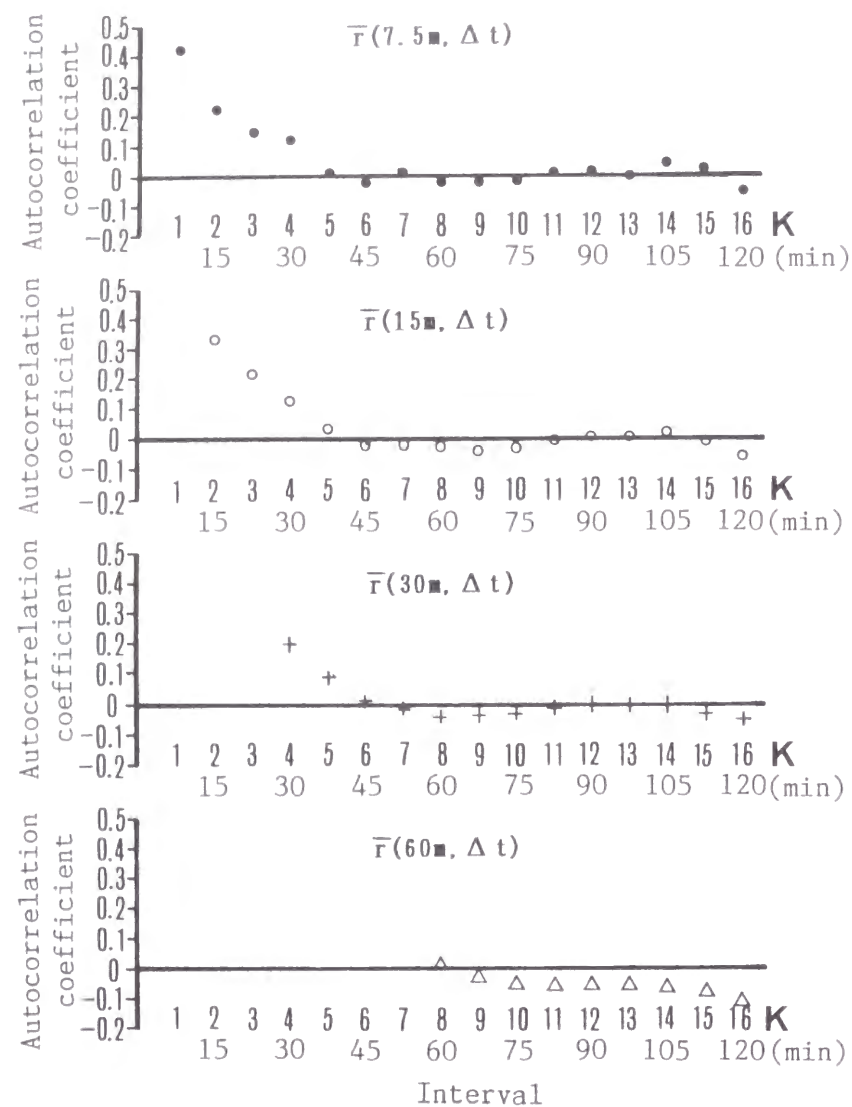


Figure 3.11 The mean of the autocorrelation coefficients across the 16 cases

3. 9 考察

3.9.1 連続する短時間曝露濃度の相関

有害物曝露濃度を変動させる要因として、有害物の発生量の変化、作業場の換気量の変化、労働者の作業位置の変化などがあげられる。これらの変化の速さは様々ではあるが、いずれにしても有限であり、したがって曝露濃度の変化も断続的ではなく、連続的である。このため、曝露濃度の平均化時間が短い場合には、連続する曝露濃度には正の相関があると考えられる。しかし、曝露濃度の平均化時間が長くなると連続する2つの時間帯の間隔も長くなるため、曝露濃度間の相関は小さくなると予想される。事実、本節の検討では、 $C(7.5m)$ および $C(15m)$ の場合、多くのケースで連続する曝露濃度に正の相関が見られ、前の曝露濃度に引っ張られる傾向を示した。 $C(30m)$ の場合も同様の傾向が見られたが、その

傾向は弱まり、さらに $C(60m)$ の場合には、そのような傾向は見られなくなった。

平均化時間が変化すれば曝露濃度分布のパラメータも変化する。もし曝露濃度の変動がランダムであれば、平均化時間が N 倍の曝露濃度の分散は元の分散の $1/N$ になる⁸⁾。したがって、異なる平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを容易に推定することができる。しかし、本節の検討では、平均化時間が30分間以下の場合には、連続する曝露濃度に正の相関があることが示された。したがって、異なる平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを推定する場合には自己相関を考慮することが必要になる^{3,6)}。第3節でこの点の検討を行なう予定である。

3.9.2 自己相関関数について

自己相関関数の典型例として4ケースを示したが、それらの関数は曝露濃度の時系列の変動パターンと深い関連があった。 $r(7.5m, 7.5)$ の大きさと Δt の増加に伴う自己相関関数の減少速度は P と強い関連があったが、 P は有害物を連続して使用する時間、および作業場の換気速度に依存していると考えられる。また、有害物の使用が周期的であれば、自己相関関数にも周期性がでてくる。したがって自己相関関数のパターンは、有害物使用の連続性と周期性、および作業場の換気速度によりある程度決定される。これら3要素の中で、有害物使用の周期性のみが自己相関関数を正と負に上下させ得る。各ケースにおける有害物使用の周期の長さは様々であるので、自己相関係数を全ケースで平均すると、正と負が互いに打ち消し合い、結果として平均自己相関関数 (Figure 3.11) には周期性が見られなくなったのであろう。他の2つの要素、つまり有害物使用の連続性および作業場の換気速度は、 Δt の増加に伴う自己相関関数の減少速度を決定するのみである。したがって、平均自己相関関数は指数関数的になったものと考えられる。

Roach²⁾は、以下の3つの仮定に基づいて曝露濃度変動のモデルを提案している。

- (1) 曝露濃度を上昇させるのは発生源からの有害物の発散であり、その発散速度はランダムに変動している。
- (2) 発散した有害物は瞬間的に作業場全体に均一に拡散する。
- (3) 曝露濃度を低下させるのは換気による希釈である。

これらの仮定から自己相関関数 $\rho(\Delta t) = \exp(-V\Delta t)$ が導かれる。ここで V は換気回数 (回/分) である。これは指数関数であり、今回見いだした平均自己相関関数をうまく説明できる。しかし、各ケースの自己相関関数は必ずしも指数関数的ではなかった。したがって、Roach のモデルは個々の労働者の曝露濃度の自己相関関数を完全には説明できない。実際の産業現場では有害物の発生はランダムではなく、ある程度連続性があり、また周期性も持っており、個々の自己相関関数を説明するにはこれらの要素を考慮したモデルが必要であろう。

3.9.3 自己相関を考慮したサンプリング計画

以上の点を踏まえて、短時間曝露濃度の日内分布のパラメータを推定するためのサンプリング計画について考えてみよう。たとえば、 $C(15m)$ の分布を推定する場合、まず $C(15m)$ を測定することが必要である。今回のように、1日のすべての $C(15m)$ を測定するのであれば問題はない。しかし、この方法は大きな労力を要する。このため、一般には5個程度の $C(15m)$ を測定し幾何平均値および幾何標準偏差を算出する。もし、 $C(15m)$ に強い正の自己

相関があれば、連続する5個の $C(15m)$ から推定された幾何標準偏差は真の値よりも小さくなる傾向をもつ。自己相関の影響を最小にする最良の方法は、サンプリングの時間帯をランダムに選択することである⁹⁾。もうひとつの方法は、自己相関がなくなるように一定の間隔をあけてサンプリングすることである。たとえば労働者 e の場合 (Figure 3.10)、 $\Delta t \geq 45$ (min) において $r(15m, \Delta t)$ はほぼ 0 であるので、サンプリング間隔 (あるサンプルの測定開始時刻から次のサンプルの測定開始時刻) を 45 分間以上にすればよい。また労働者 d (X) の場合 (Figure 3.10)、 $r(15m, 22.5)$ 、 $r(15m, 67.5)$ および $r(15m, 112.5)$ はほぼ 0 であり、したがってサンプリング間隔を 22.5 分間、67.5 分間、あるいは 112.5 分間にすればよい。

上記のように自己相関関数がわかっているケースでは、サンプリング間隔を定めることができる。自己相関関数がわかっていないケースでは、どんな方法が考えられるであろうか。ここでは、ひとつの方法として平均自己相関関数を使うことを提案したい。 $C(7.5m)$ 、 $C(15m)$ および $C(30m)$ の場合、 $\Delta t \geq 45$ (min) において $r(7.5m, \Delta t)$ 、 $r(15m, \Delta t)$ および $r(30m, \Delta t)$ はほぼ 0 であるので、サンプリング間隔を 45 分間以上とするのである。この方法は自己相関関数が平均的な場合を想定しているが、もし対象ケースでの真の自己相関が正であれば、推定された幾何標準偏差は真の値より小さくなる可能性が高い⁹⁾。逆に自己相関が負であれば、推定された幾何標準偏差は真の値より大きくなる可能性が高い。全ケースの平均自己相関はほぼ 0 であるので、対象ケースがどちらになるかは五分五分である。したがって、自己相関関数がわかっていないケースでは公平な推定方法と言えるであろう。 $C(60m)$ の場合には、 $r(60m, 60)$ がほぼ 0 であり、連続して測定してもよい。以上がサンプリング間隔に関する一般的指針であり、第 4 節での調査で使用する。

3. 1 0 結論

この節では、16 ケースについて、 $C(7.5m)$ 、 $C(15m)$ 、 $C(30m)$ および $C(60m)$ の自己相関を検討したが、以下のことが明らかとなった。

(1) $C(7.5m)$ および $C(15m)$ の場合、多くのケースで連続する曝露濃度に正の相関が見られ、ある時刻の曝露濃度はそのすぐ前の曝露濃度に引っ張られる傾向を示した。 $C(30m)$ の場合も同様の傾向が見られたが、その傾向は減少し負の自己相関があるケースも少数出現した。 $C(60m)$ の場合には、相関が正のケースおよび負のケースがほぼ半々となり、前の曝露濃度に引っ張られる傾向は見られなかった。したがって、平均化時間が 30 分間以下の場合には、異なる平均化時間の短時間曝露濃度の日内分布のパラメータを推定するのに、自己相関を考慮することが必要である。

(2) 自己相関関数のパターンは各ケースで異なっており、自己相関がほとんど見られないケース、指数関数的であるケース、あるいは周期関数的であるケースなどがあった。全ケースの平均自己相関関数を算出したが、曝露濃度の平均化時間が 30 分間以下の場合、指数関数的となり、 $\Delta t \geq 45$ (min) でほぼ 0 になった。したがって、短時間曝露濃度の日内分布のパラメータを推定するためには、45 分間以上間隔をあけてサンプリングすればよい。また、平均化時間が 60 分間の場合には、平均自己相関関数は Δt にかかわらずほぼ 0 になった。したがって $C(60m)$ は連続してサンプリングしてもよい。

3. A 第 2 節の付録

$C(7.5m)$ を使って $r(15m, 7.5k)$ を表わすと次のようになる。

$$r(15m, 7.5k) = \frac{\text{Cov}\left[\frac{C(7.5m, i) + C(7.5m, i+1)}{2}, \frac{C(7.5m, i+k) + C(7.5m, i+k+1)}{2}\right]}{\text{Var}\left[\frac{C(7.5m, i) + C(7.5m, i+1)}{2}\right]} \quad (3.A1)$$

式 3.A1 の分子は次のように変形できる。

$$\begin{aligned} & \text{Cov}\left[\frac{C(7.5m, i) + C(7.5m, i+1)}{2}, \frac{C(7.5m, i+k) + C(7.5m, i+k+1)}{2}\right] \\ &= E\left[\left(\frac{C(7.5m, i) + C(7.5m, i+1)}{2} - \bar{C}(15m)\right)\left(\frac{C(7.5m, i+k) + C(7.5m, i+k+1)}{2} - \bar{C}(15m)\right)\right] \\ & \quad (\because \bar{C}(15m) = \bar{C}(7.5m)) \\ &= \frac{1}{4} E[(C(7.5m, i) - \bar{C}(7.5m))(C(7.5m, i+k) - \bar{C}(7.5m)) \\ & \quad + (C(7.5m, i) - \bar{C}(7.5m))(C(7.5m, i+k+1) - \bar{C}(7.5m)) \\ & \quad + (C(7.5m, i+1) - \bar{C}(7.5m))(C(7.5m, i+k) - \bar{C}(7.5m)) \\ & \quad + (C(7.5m, i+1) - \bar{C}(7.5m))(C(7.5m, i+k+1) - \bar{C}(7.5m))] \\ &= \frac{1}{4} (r(7.5m, 7.5(k-1)) + 2r(7.5m, 7.5k) + r(7.5m, 7.5(k+1))) \text{Var}[C(7.5m)] \quad (3.A2) \end{aligned}$$

ここで、 $E[X]$ は X の期待値である。

式 3.A1 の分母は次のように変形できる。

$$\begin{aligned} & \text{Var}\left[\frac{C(7.5m, i) + C(7.5m, i+1)}{2}\right] \\ &= E\left[\left(\frac{C(7.5m, i) + C(7.5m, i+1)}{2} - \bar{C}(15m)\right)\left(\frac{C(7.5m, i) + C(7.5m, i+1)}{2} - \bar{C}(15m)\right)\right] \\ & \quad (\because \bar{C}(15m) = \bar{C}(7.5m)) \\ &= \frac{1}{4} E[(C(7.5m, i) - \bar{C}(7.5m))^2 + (C(7.5m, i+1) - \bar{C}(7.5m))^2 \\ & \quad + 2(C(7.5m, i) - \bar{C}(7.5m))(C(7.5m, i+1) - \bar{C}(7.5m))] \\ &= \frac{1}{4} (2 + 2r(7.5m, 7.5)) \text{Var}[C(7.5m)] \quad (3.A3) \end{aligned}$$

式 3.A2 および 3.A3 を式 3.A1 に代入すれば、式 3.5 が導ける。式 3.6 および 3.7 も同様の方法で導ける。

$r(15m, 7.5k)$ 、 $r(30m, 7.5k)$ および $r(60m, 7.5k)$ を算出するには、 $C(15m)$ 、 $C(30m)$ および $C(60m)$

の時系列データから、式 3.3 と同様の式を用いて直接計算する方法もある。本節では式 3.5、3.6 および 3.7 を用いて計算したが、それは以下の理由による。たとえば $C(7.5m)$ の時系列データから $C(15m)$ の時系列データを算出する場合、Figure 3.A に示すように 2 つの系列が考えられる。これらの系列はどちらも正しいと考えられる。16 ケースについて $C(15m)$ の 2 つの時系列を算出し、それらのデータから直接 $r(15m,15)$ を計算して Table 3.A に示した。比較のため式 3.5 により算出した $r(15m,15)$ も示しているが、その値は時系列 A と B から算出された $r(15m,15)$ のほぼ中央付近に位置することがわかる。

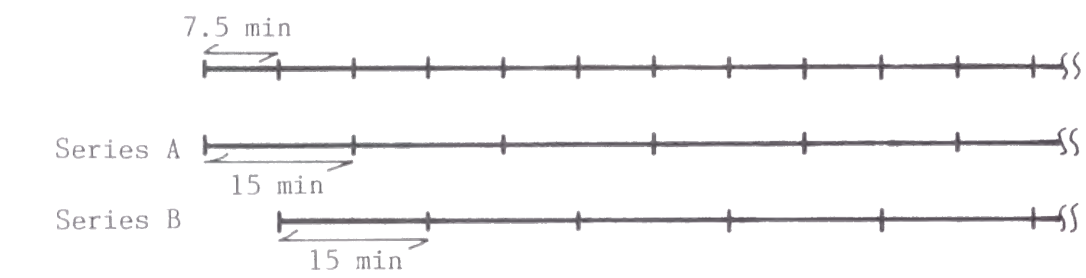


Figure 3.A Two series of 15-min TWAs made from a series of 7.5-min TWAs

Table 3.A $r(15m,15)$ calculated using series A and B based on a traditional method and that on Equation 3.5

Worker	Series A	Series B	Eq 3.5
a	0.73	0.50	0.59
b	0.44	0.43	0.43
c(T)	0.22	-0.18	0.01
c(X)	0.42	0.17	0.31
d(T)	0.26	0.18	0.23
d(T)	0.45	0.42	0.43
e	0.67	0.68	0.68
f	0.13	-0.12	0.12
g(S)	0.68	0.47	0.60
g(A)	0.01	0.12	0.08
h(s)	0.66	0.64	0.65
h(A)	0.15	0.10	0.14
i(A)	0.09	0.11	0.10
i(H)	0.20	0.35	0.28
j(A)	0.32	0.43	0.37
j(H)	0.25	0.65	0.40

文献 3. 2

- 1) MS.Francis, SR.Selvin, RC.Spear, SM.Rappaport: The effect of autocorrelation on the estimation of workers' daily exposure. *Am.Ind.Hyg.Assoc.J.* 50:37-43 (1989).
- 2) SA.Roach: A most rational basis for air sampling programmes. *Ann.Occup.Hyg.* 20:65-84 (1977).
- 3) B.Preat: Application of geostatistical methods for estimation of the dispersion variance of occupational exposures. *Am.Ind.Hyg.Assoc.J.* 48:877-884 (1987).
- 4) SM.Rappaport, RC.Spear: Physiological damping of exposure variability during brief periods. *Ann.Occup.Hyg.* 32:21-33 (1988).
- 5) A.Koizumi, T.Sekiguchi, M.Kono, M.Ikeda: Evaluation of the time-weighted average of air contaminants with special references to concentration fluctuation and biological half time. *Am.Ind.Hyg.Assoc.J.* 41:693-699 (1980).
- 6) RC.Spear, S.Selvin, M.Francis: The influence of averaging time on the distribution of exposures. *Am.Ind.Hyg.Assoc.J.* 47:365-368 (1986).
- 7) SY.Barham, FDJ.Dunstan: Missing values in time series. *Time series analysis: Theory and practice* 2nd Ed. by Anderson,OD. Amsterdam: North Holland Publishing Co., pp.25-41 (1982).
- 8) 岡本雅典, 鈴木義一郎, 杉山高 一: 基本統計学. 東京: 実教出版, p.58-61 (1977)
- 9) National Institute for Occupational Safety and Health: Occupational exposure sampling strategy manual. (DHEW/NIOSH Publication No.77-173). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).

第3節 平均化時間の変化に伴う短時間曝露濃度の日内分布のパラメータの変化

3. 1 1 はじめに

第1節では、10人の労働者について有機溶剤曝露濃度の7.5-min TWA（ $C(7.5m)$ ）を連続して測定し、曝露濃度の平均化時間が7.5分間から60分間の範囲で曝露濃度の日内分布は近似的に対数正規型であることを示した。また、平均化時間が30分間から60分間の範囲であれば近似的に逆ガウス型でもあることをも示した。したがって、短時間曝露濃度の評価に際して、分布型を仮定するパラメトリック法を使用できることとなった。

対数正規分布を規定するパラメータは幾何平均値（ μ_g ）および幾何標準偏差（ σ_g ）であるが、これらのパラメータと算術平均値（ μ ）および標準偏差（ σ ）には次の関係がある¹⁾。

$$\mu_g = \mu^2 \sqrt{\mu^2 + \sigma^2} \quad (3.8)$$

$$\sigma_g = \exp\left(\sqrt{\ln\left(1 + \frac{\sigma^2}{\mu^2}\right)}\right) \quad (3.9)$$

平均化時間が変化した場合、 μ は変化しないが、分散（ σ^2 ）は変化するので σ も変化する。たとえば、60-min TWAは連続する4つの15-min TWAの平均値であるから、60-min TWAの標準偏差は15-min TWAの標準偏差よりも小さくなる。したがって、式3.8および式3.9より、 μ_g は大きくなり、 σ_g は小さくなることがわかる。このように平均化時間が変化すれば分布のパラメータも変化するので、曝露濃度の時間的変動の大小を比較するような場合には、平均化時間を同一にしなければならない。また、第1章で述べたように、日本産業衛生学会²⁾やACGIH³⁾では、短時間の高濃度曝露による健康障害を予防するために15-min TWAの基準を定めている。したがって、たとえば60-min TWAの測定データが既にあり、60-min TWAの分布がわかっているような場合には、そのデータから15-min TWAの分布を推定できれば、この基準値と比較することが可能となる。この節では、平均化時間の変化に伴うパラメータの変化について検討し、異なった平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを推定する4つの方法の推定精度を明らかにする。

3. 1 2 方法

3.12.1 標本幾何平均値および標本幾何標準偏差の算出

第1節で得られた16ケースのデータを用い、各ケースごとに標本幾何平均値（ m_g ）および標本幾何標準偏差（ s_g ）を以下の手順で算出した。まず、 T （min）を平均化時間とする。ここでは、 T は7.5、15、30および60である。 T -min TWA（ $=C(Tm)$ ）の標本幾何平均値（ $m_g(Tm)$ ）および標本幾何標準偏差（ $s_g(Tm)$ ）を次式より算出した。

$$\ln m_g(Tm) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln C(Tm, i) \quad (3.10)$$

$$\ln s_g(Tm) = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ln C(Tm, i) - \ln m_g(Tm))^2} \quad (3.11)$$

ここで $C(Tm, i)$ は $C(Tm)$ の i 番目の値である。

3.12.2 異なる平均化時間の曝露濃度分布の推定

3.12.1で算出した $m_g(Tm)$ および $s_g(Tm)$ を基にして、以下で述べる1つの方法により、異なる平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを推定する。具体的には、 $C(7.5m)$ の分布（すなわち $m_g(7.5m)$ および $s_g(7.5m)$ ）を基にして、 $C(15m)$ の分布、 $C(30m)$ の分布および $C(60m)$ の分布を、また $C(15m)$ の分布（すなわち $m_g(15m)$ および $s_g(15m)$ ）を基にして、 $C(30m)$ の分布および $C(60m)$ の分布を、さらに $C(30m)$ の分布（すなわち $m_g(30m)$ および $s_g(30m)$ ）を基にして、 $C(60m)$ の分布を推定する。推定された幾何平均値および幾何標準偏差をデータから直接算出した値（式3.10および3.11）と区別するため、次のように略記する。まず、 N を長い平均化時間に含まれる短い平均化時間の数とする。たとえば、平均化時間60分間の中に7.5分間は8個含まれているので、 $N=8$ である。そして $m_g(Tm)$ および $s_g(Tm)$ を基にして推定された TN -min TWA（ $=C(TNm)$ ）の幾何平均値および幾何標準偏差を $m_g(TNm, Tm)$ および $s_g(TNm, Tm)$ と表わす。以下に4つの方法について詳しく述べる。

3.12.2.1 Larsenの式を用いる方法（Larsen法）

Larsen⁴⁾が一般大気中の有害物濃度分布を検討する中で見出した式を産業現場での短時間曝露濃度の日内分布に当てはめると次式が得られる。

$$\ln m_{gL}(TNm, Tm) = \ln m_g(Tm) + \frac{1}{2} \ln^2 s_g(Tm) \ln N / \ln(480/T) \quad (3.12)$$

$$\ln s_{gL}(TNm, Tm) = \ln s_g(Tm) \sqrt{\frac{\ln(480/TN)}{\ln(480/T)}} \quad (3.13)$$

ここで480は1日の全勤務時間（分）を示している。 m_{gL} および s_{gL} の添字LはLarsenの式を用いて推定した値であることを表わしている。

3.12.2.2 ケースごとに自己相関を考慮する方法（固有自己相関法）

まず、次式を用い、 $m_g(Tm)$ および $s_g(Tm)$ より $C(Tm)$ の算術平均値（ $m(Tm)$ ）および標準偏差（ $s(Tm)$ ）を算出する。

$$m(Tm) = \exp\left(\ln m_g(Tm) + \frac{1}{2} \ln^2 s_g(Tm)\right) \quad (3.14)$$

$$s(Tm) = \sqrt{[\exp(2 \ln m_g(Tm) + \ln^2 s_g(Tm))] [\exp(\ln^2 s_g(Tm)) - 1]} \quad (3.15)$$

これらの式は対数正規分布のパラメータに関する公式である¹⁾。次に $m(Tm)$ および $s(Tm)$ を用い、 $C(TNm)$ の算術平均値 $m(TNm, Tm)$ および標準偏差 $s(TNm, Tm)$ を次式より推定する。

$$m(TNm, Tm) = m(Tm) \quad (3.16)$$

$$s^2(TNm, Tm) = f s^2(Tm) / N \quad (3.17)$$

ここで $m(TNm, Tm)$ および $s(TNm, Tm)$ の（）内の Tm は $C(Tm)$ の分布（すなわち $m_g(Tm)$ および $s_g(Tm)$ ）から出発して推定されたことを表わしている。また、 f は自己相関に関連した値であり、後ほど詳しく説明する。最後に、対数正規分布のパラメータの公式¹⁾により、 $C(TNm)$ の幾何平均値（ $m_g(TNm, Tm)$ ）および幾何標準偏差（ $s_g(TNm, Tm)$ ）¹⁾を推定する。

$$m_g(TNm,Tm)=m^2(TNm,Tm)/\sqrt{m^2(TNm,Tm)+s^2(TNm,Tm)} \tag{3.18}$$

$$s_g(TNm,Tm)=\exp(\sqrt{\ln(1+\frac{s^2(TNm,Tm)}{m^2(TNm,Tm)})}) \tag{3.19}$$

上記のように $m_g(TNm,Tm)$ および $s_g(TNm,Tm)$ の () 内の Tm は $C(Tm)$ の分布（すなわち $m_g(Tm)$ および $s_g(Tm)$ ）から出発して推定されたことを表わしている。

式 3.17 の f は自己相関に関連した係数であり、次式により算出した⁹⁾。

(a) $s(7.5Nm,7.5m)$ の場合

$$f=f(7.5Nm,7.5m)=1+\frac{2}{N}\sum_{k=1}^{N-1}(N-k)r(7.5m,7.5k) \tag{3.20}$$

ここで、 $N=2、4$ あるいは 8 である。

(b) $s(15Nm,15m)$ の場合

$$f=f(15Nm,15m)=1+\frac{2}{N}\sum_{k=1}^{N-1}(N-k)r(15m,15k) \tag{3.21}$$

ここで、 $N=2$ あるいは 4 である。

(c) $s(30Nm,30m)$ の場合

$$f=f(30Nm,30m)=1+r(30m,30) \tag{3.22}$$

ここで、 $N=2$ である。

式 3.20～3.22 の中の $r(Tm,Tk)$ は $C(Tm)$ の間隔 $Tk(\text{min})$ における自己相関係数であり、その値は第 2 節で算出した。 f はケースごとに固有の値を用いたが、この点を示すため、この方法で推定した $m_g(TNm,Tm)$ および $s_g(TNm,Tm)$ をそれぞれ $m_{gi}(TNm,Tm)$ および $s_{gi}(TNm,Tm)$ と添字 i を付けて表す。

3.12.2.3 全ケースに平均的な自己相関を仮定する方法（平均自己相関法）

3.12.2.2 では、式 3.17 の f として各ケースの固有の値を用いたが、ここでは、 f として 16 ケースの平均値を用いた。すなわち、

(a) $s(7.5Nm,7.5m)$ の場合

$$f=f(7.5Nm,7.5m) \tag{3.23}$$

(b) $s(15Nm,15m)$ の場合

$$f=f(15Nm,15m) \tag{3.24}$$

(c) $s(30Nm,30m)$ の場合

$$f=f(30Nm,30m) \tag{3.25}$$

f として 16 ケースの平均値を用いたことを示すため、この方法で推定した $m_g(TNm,Tm)$ および $s_g(TNm,Tm)$ をそれぞれ $m_{gm}(TNm,Tm)$ および $s_{gm}(TNm,Tm)$ と添字 m を付けて表す。

3.12.2.4 ランダム変動を仮定する方法（ランダム法）

曝露濃度に自己相関がなく、時間的にランダムに変動していると仮定し、 $f=1$ （式 3.17）とした。この方法で推定した $m_g(TNm,Tm)$ および $s_g(TNm,Tm)$ をそれぞれ $m_{gr}(TNm,Tm)$ および $s_{gr}(TNm,Tm)$ と添字 r を付けて表す。

3. 1 3 結果

3.13.1 短時間曝露濃度の日内分布の幾何平均値および幾何標準偏差

Table 3.15 に式 3.10 および 3.11 より算出した幾何平均値および幾何標準偏差を示す。 $s_g(7.5m)$ 、 $s_g(15m)$ 、 $s_g(30m)$ および $s_g(60m)$ はそれぞれ 1.98～6.16、1.94～5.70、1.68～4.56 および 1.44～3.31 の範囲であり、平均化時間が長くなるほど幾何標準偏差は小さくなっている。ただし、労働者 a では、 $s_g(60m)$ は $s_g(30m)$ より大きい。 $C(30m)$ および $C(60m)$ のサンプル数がそれぞれ 12 および 6 と少なく（Table 3.6 およそ 3.7 参照）、式 3.11 で分母に $(n-1)$ を使用したため、通常と異なる結果となったが、このようなケースは稀であろう。もし $(n-1)$ の代わりに n を用いれば、 $s_g(60m)=2.92$ は $s_g(30m)=2.97$ より小さくなる。力、幾何平均値（ $m_g(Tm)$ ）はいずれのケースでも平均化時間が長くなるほど大きくなった。

Table 3.15 Sample geometric means and geometric standard deviations of 7.5-min, 15min, 30-min and 60-min TWAs								
Worker	Geometric mean				Geometric standard deviation			
	$m_g(7.5m)$	$m_g(15m)$	$m_g(30m)$	$m_g(60m)$	$s_g(7.5m)$	$s_g(15m)$	$s_g(30m)$	$s_g(60m)$
a	37.3	42.2	48.4	49.4	3.69	3.40	3.12	3.25
b	21.9	27.2	34.4	37.9	5.06	4.07	2.92	2.55
c(T)	1.2	1.3	1.5	1.8	2.63	2.42	2.34	1.94
c(X)	15.6	17.9	21.1	22.3	2.59	2.27	1.90	1.83
d(T)	4.4	4.8	5.1	5.3	1.98	1.94	1.68	1.57
d(X)	11.2	13.6	22.0	25.1	5.44	4.91	2.31	2.09
e	2.4	2.8	3.2	3.5	4.85	4.19	3.90	3.31
f	8.2	9.1	11.1	14.1	3.56	3.29	2.85	2.34
g(S)	13.0	13.4	14.2	15.5	2.06	1.98	1.70	1.44
g(A)	35.1	37.1	42.7	45.4	2.33	2.25	1.91	1.72
h(S)	12.0	12.6	13.2	14.8	3.55	3.27	3.08	2.77
h(A)	9.6	10.7	13.8	17.9	3.95	3.67	3.25	2.53
i(A)	147	171	197	198	2.82	2.53	1.93	1.85
i(H)	1.7	1.8	2.2	2.7	3.81	3.35	2.93	2.38
j(A)	197	243	351	545	6.16	5.70	4.56	3.29
j(H)	50.8	55.5	68.1	78.4	4.58	4.30	3.71	3.13

Unit of geometric mean: ppm

3.13.2 Larsen 法による推定

Figure 3.12 に、データより直接計算した $s_g(TNm)$ （式 3.11）と Larsen 法により推定した $s_{gL}(TNm,Tm)$ との関係を示した。ほとんど全てのケースにおいて、 $s_{gL}(15m,7.5m)$ および $s_{gL}(60m,30m)$ はそれぞれ $s_g(15m)$ および $s_g(60m)$ とよく一致しており、Larsen の方法で適切に推定され得ることが示された。また、労働者 d (X) の場合を除けば、 $s_{gL}(30m,7.5m)$ 、 $s_{gL}(30m,15m)$ 、 $s_{gL}(60m,7.5m)$ および $s_{gL}(60m,15m)$ も直接算出した値とますます一致している。労働者 d (X) の場合には、平均化時間が 15 分間から 30 分間に変化する時に、 s_g が 4.91 から 2.31 に大きく減少しており（Table 3.15）、その減少の大きさは Larsen の式が予想するよりもずっと大きいため、推定値に大きな誤差が生じたものと考えられる。

Table 3.16 に労働者 d (X) を除く 15 ケースについて、 $m_{gL}(TNm,Tm)/m_g(TNm)$ の平均値およ

び標準偏差を示した。また、Table 3.17 に $s_{gL}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の平均値および標準偏差を示した。 $m_{gL}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ の平均値は 0.98~1.02、また $s_{gL}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の平均値は 0.98~1.05 であった。したがって、Larsen 法により推定した幾何平均値および幾何標準偏差は式3.10および式3.11を用いて直接算出された値と全体としてはほぼ一致すると言える。しかし、 $m_{gL}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ および $s_{gL}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の標準偏差は N が大きくなると増大した。このことは N が大きくなると、推定誤差が大きくなることを示している。

Table 3.16 Means and standard deviations of $m_g(TNm, Tm)/m_g(TNm)$						
T (min)	TN (min)		$\frac{m_{gL}(TNm, Tm)}{m_g(TNm)}$	$\frac{m_{gI}(TNm, Tm)}{m_g(TNm)}$	$\frac{m_{gm}(TNm, Tm)}{m_g(TNm)}$	$\frac{m_{gr}(TNm, Tm)}{m_g(TNm)}$
7.5	15	Mean*	1.02	1.01	1.01	1.13
		SD*	0.05	0.05	0.04	0.06
7.5	30	Mean*	0.99	0.97	0.97	1.16
		SD*	0.09	0.08	0.09	0.13
7.5	60	Mean*	1.00	0.97	0.98	1.18
		SD*	0.14	0.11	0.14	0.20
15	30	Mean*	0.98	0.97	0.97	1.05
		SD*	0.06	0.05	0.06	0.07
15	60	Mean*	0.98	0.97	0.98	1.10
		SD*	0.12	0.10	0.13	0.15
30	60	Mean*	1.00	1.00	1.01	1.05
		SD*	0.08	0.07	0.08	0.09

*: Mean and standard deviation among the 15 cases except Worker d(X)

Table 3.17 Means and standard deviations of $s_g(TNm, Tm)/s_g(TNm)$						
T (min)	TN (min)		$\frac{s_{gL}(TNm, Tm)}{s_g(TNm)}$	$\frac{s_{gI}(TNm, Tm)}{s_g(TNm)}$	$\frac{s_{gm}(TNm, Tm)}{s_g(TNm)}$	$\frac{s_{gr}(TNm, Tm)}{s_g(TNm)}$
7.5	15	Mean*	0.98	0.98	0.99	0.89
		SD*	0.04	0.06	0.05	0.04
7.5	30	Mean*	1.02	1.02	1.03	0.86
		SD*	0.11	0.13	0.12	0.10
7.5	60	Mean*	1.03	1.03	1.04	0.83
		SD*	0.11	0.18	0.15	0.11
15	30	Mean*	1.04	1.03	1.04	0.95
		SD*	0.08	0.09	0.08	0.08
15	60	Mean*	1.05	1.04	1.04	0.91
		SD*	0.10	0.14	0.12	0.11
30	60	Mean*	1.01	1.00	1.00	0.95
		SD*	0.07	0.09	0.08	0.08

*: Mean and standard deviation among the 15 cases except Worker d(X)

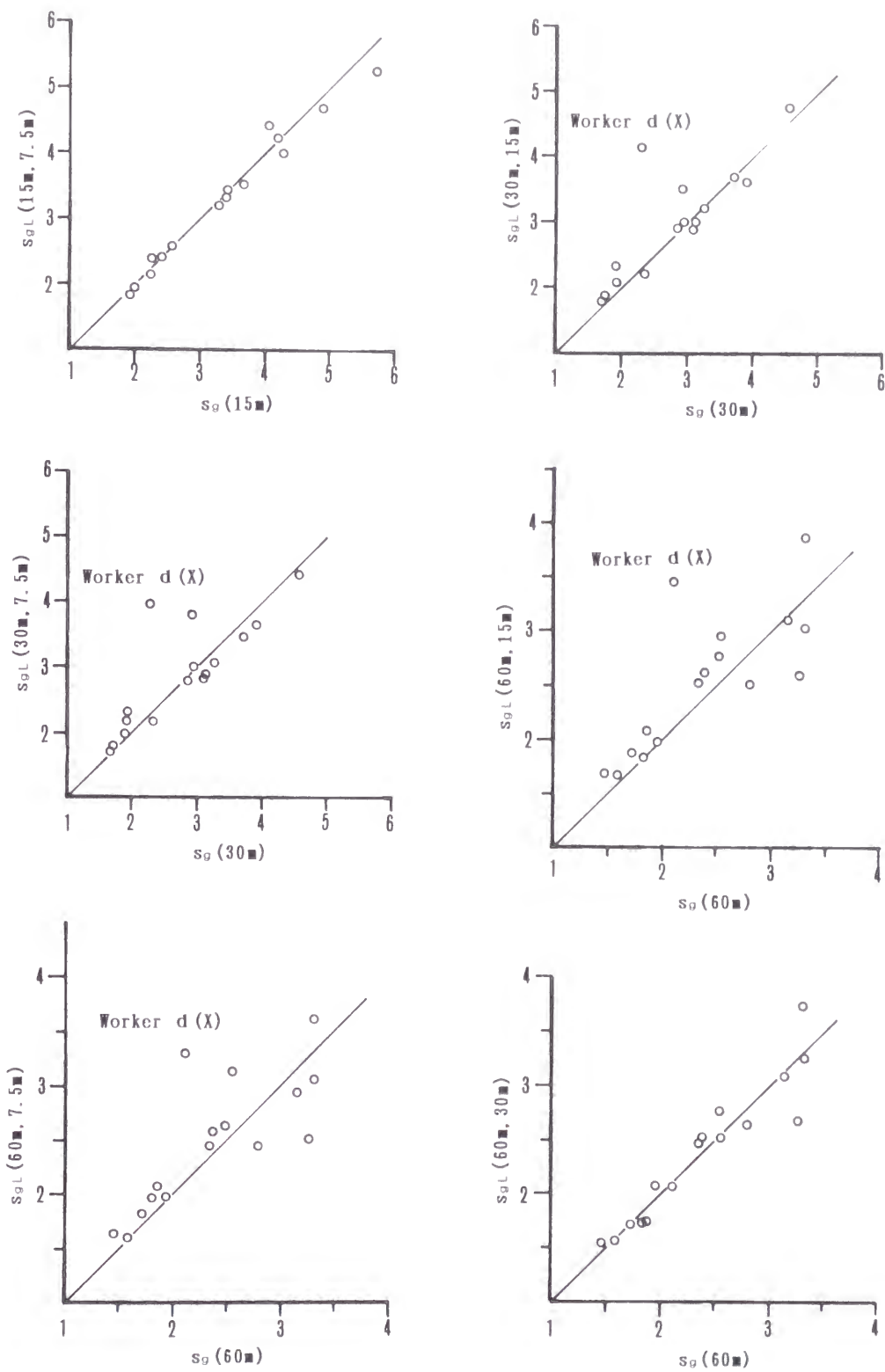


Figure 3.12 Comparison between $s_g(TNm)$ and $s_{gL}(TNm, Tm)$
 $s_g(TNm)$: Sample geometric standard deviation of TN-min TWA
 $s_{gL}(TNm, Tm)$: Estimated geometric standard deviation of TN-min TWA from distribution parameters of T-min TWA using the Larsen approach

3.13.3 自己相関を考慮した推定

Table 3.18 に $f(TNm, Tm)$ の値を示す。式 3.17 からわかるように、これらの値は $C(Tm)$ の分散から $C(TNm)$ の分散を推定する時の自己相関の影響の程度を表わしている。 $f(15m, 7.5m)$ 、 $f(30m, 7.5m)$ および $f(60m, 7.5m)$ はそれぞれ 1.07~1.73 (平均=1.42)、1.16~2.77 (平均=1.93) および 1.10~4.36 (平均=2.38) であった。 N が大きくなるにしたがい $f(7.5Nm, 7.5m)$ は全体として大きくなっており、かつケース間でのばらつきも大きくなっている。 $f(30m, 15m)$ および $f(60m, 15m)$ はそれぞれ 1.01~1.68 (平均=1.34) および 0.87~2.53 (平均=1.63) であり、上記と同様の傾向が見られた。 $f(60m, 30m)$ は 0.78~1.59 (平均=1.20) ともっとも小さかった。 N が同じ場合について見ると、 $f(TNm, Tm)$ は Tm が小さいほど大きくなった。これらの結果は、 N が大きいほど、あるいは Tm が小さいほど、分散の変換 (式 3.17) に対して自己相関の影響が増大することを示している。

Figure 3.13 は $s_g(TNm)$ と $s_{gi}(TNm, Tm)$ の関係および $s_g(TNm)$ と $s_{gm}(TNm, Tm)$ の関係を示す。Larsen 法の場合と同様の傾向が見られ、ほとんど全てのケースにおいて、 $s_g(15m, 7.5m)$ および $s_g(60m, 30m)$ はそれぞれ $s_g(15m)$ および $s_g(60m)$ とよく一致していた。また、労働者 d (X) の場合を除けば、 $s_g(30m, 7.5m)$ 、 $s_g(30m, 15m)$ 、 $s_g(60m, 7.5m)$ および $s_g(60m, 15m)$ も直接計算した値とまずまず一致している。

Table 3.16 に労働者 d (X) を除く 15 ケースについて、 $m_{gi}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ および $m_{gm}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ の平均値および標準偏差を示した。また、Table 3.17 に $s_{gi}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ および $s_{gm}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の平均値および標準偏差を示した。まず、固有自己相関法について見ると、 $m_{gi}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ の平均値は 0.97~1.01、また $s_{gi}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の平均値は 0.98~1.04 であった。したがって、固有自己相関法により推定した幾何平均値および幾何標準偏差は式 3.10 および式 3.11 を用いて直接算出された値と全体としてはほぼ一致すると言える。しかし、Larsen 法と同様に、 $m_{gi}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ および $s_{gi}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の標準偏差は N が大きくなると増大した。

Table 3.18 Corrective coefficients for transformation of variance of exposure concentrations with different averaging times

Worker	$f(15m, 7.5m)$	$f(30m, 7.5m)$	$f(60m, 7.5m)$	$f(30m, 15m)$	$f(60m, 15m)$	$f(60m, 30m)$
a	1.72	2.75	4.36	1.59	2.53	1.59
b	1.31	1.88	2.86	1.43	2.19	1.53
c(T)	1.15	1.16	1.76	1.01	1.54	1.52
c(X)	1.07	1.40	1.49	1.31	1.39	1.06
d(T)	1.42	1.76	1.73	1.23	1.22	0.99
d(X)	1.59	2.27	1.91	1.43	1.20	0.84
e	1.48	2.47	3.47	1.68	2.35	1.40
f	1.27	1.42	1.10	1.12	0.87	0.78
g(S)	1.73	2.77	3.75	1.60	2.17	1.35
g(A)	1.31	1.41	1.26	1.08	0.97	0.90
h(S)	1.65	2.72	3.94	1.65	2.39	1.45
h(A)	1.12	1.27	1.31	1.14	1.17	1.03
i(A)	1.44	1.58	1.54	1.10	1.07	0.97
i(H)	1.49	1.91	2.24	1.28	1.50	1.17
j(A)	1.46	2.00	2.61	1.37	1.79	1.30
j(H)	1.56	2.19	2.80	1.40	1.80	1.28
Mean	1.42	1.93	2.38	1.34	1.63	1.20

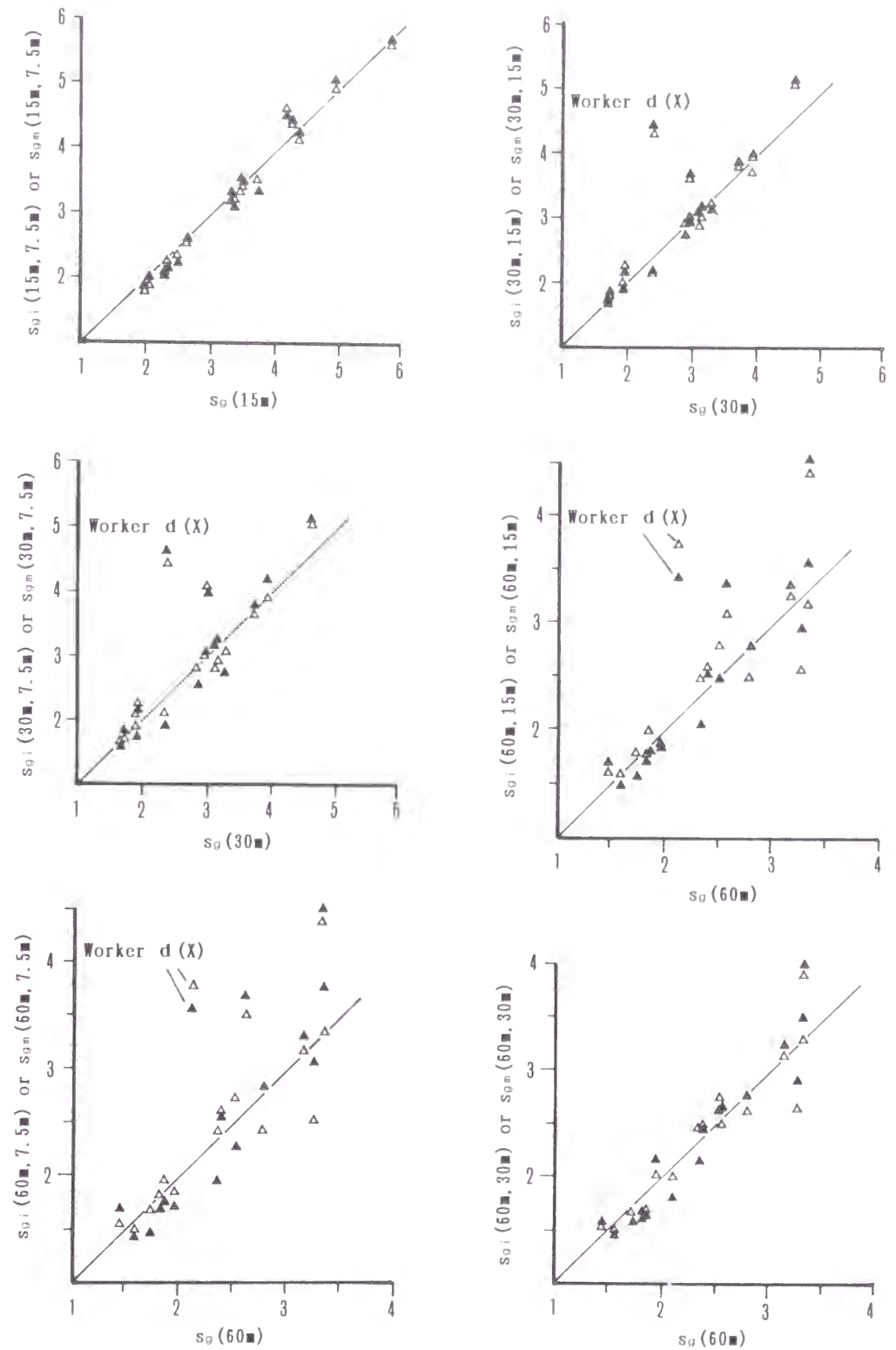


Figure 3.13 Comparisons between $s_g(TNm)$ and $s_{gi}(TNm, Tm)$ and between $s_g(TNm)$ and $s_{gm}(TNm, Tm)$
 $s_g(TNm)$: Sample geometric standard deviation of TN-min TWA
 \blacktriangle : $s_{gi}(TNm, Tm)$: Estimated geometric standard deviation of TN-min TWA from distribution parameters of T-min TWA using the Individual autocorrelation approach
 \blacktriangle : $s_{gm}(TNm, Tm)$: Estimated geometric standard deviation of TN-min TWA from distribution parameters of T-min TWA using the Mean autocorrelation approach

次に、平均自己相関法について見ると、 $m_{gm}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ の平均値は 0.97～1.01、また $s_{gm}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の平均値は 0.99～1.04 であり、固有自己相関法の場合と同程度であった。また、 $m_{gm}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ および $s_{gm}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の標準偏差も固有自己相関法の場合と同程度であり、平均自己相関法の推定精度は固有自己相関法に劣らないと言える。

3.13.4 ランダム法による推定

Figure 3.14 は $s_g(TNm)$ と $s_{gr}(TNm, Tm)$ の関係を示す。ほとんど全ての $s_{gr}(TNm, Tm)$ は $s_g(TNm)$ よりも小さく、ランダム法による推定にはバイアスがかかることがわかる。Table 3.16 に労働者 d (X)を除く 15 ケースについて、 $m_{gr}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ の平均値および標準偏差を示した。また、Table 3.17 に $s_{gr}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の平均値および標準偏差を示した。 $m_{gr}(TNm, Tm)/m_g(TNm)$ の平均値は 1.05～1.18、また $s_{gr}(TNm, Tm)/s_g(TNm)$ の平均値は 0.83～0.95 であった。したがって、ランダム法により推定した幾何平均値は大きくなる傾向が、また幾何標準偏差は小さくなる傾向があり、適切な推定方法とは言えないことがわかった。

3.14 考察

第1節で示したように、短時間曝露濃度は近似的に対数正規型に分布しているので、幾何平均値および幾何標準偏差が重要なパラメータとなる。すなわちこれら2つのパラメータが得られれば、分布の全体像が明らかとなり、分布の算術平均値の推定はもちろんのこと、95 パーセンタイルなど全てのパーセンタイルの推定が可能となる。しかし、平均化時間が変化すれば、これら2つのパラメータも変化する。このため曝露濃度の変動の大小を比較するためには、平均化時間を同一にしなければならない。したがって、もしある平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを基に、異なった平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを推定することができれば非常に有用である。本節の検討により、ランダム法は、短い平均化時間の曝露濃度分布を基に長い平均化時間の曝露濃度分布を推定する場合、幾何平均値は直接計算した値よりも大きくなり、逆に幾何標準偏差は小さくなる傾向があり、使用できないことがわかった。

自己相関を考慮した2つの方法、すなわち固有自己相関法および平均自己相関法については、幾何平均値および幾何標準偏差をバイアスなく推定し得る方法であることが示された。これら2つの方法の違いは、式 3.17 の f に各ケースの値を用いるか、全ケースの平均値を用いるかである。したがって、理論的には各ケースの f を用いる固有自己相関法の方がより正確に分散を変換できるはずである。しかし、2つの方法の推定精度を比較するとほぼ同程度であった (Table 3.16 および 3.17)。推定の全過程には式 3.17 のほかに、幾何平均値および幾何標準偏差から算術平均値および標準偏差の算出 (式 3.14 および式 3.15)、算術平均および標準偏差から幾何平均値および幾何標準偏差の算出 (式 3.18 および式 3.19) が含まれている。したがって、全体の推定誤差には分散の変換時の誤差以外にこれら2つの過程での誤差も合計されることになり、結果として固有自己相関法の優位性が失われてしまったと考えられる。

Spear ら⁹⁾は、平均化時間の変化に伴う分散の変化に関して理論的考察を行い、 f を作業場の換気速度、平均化時間および N の関数として表わしている。この場合、 f は各作業場

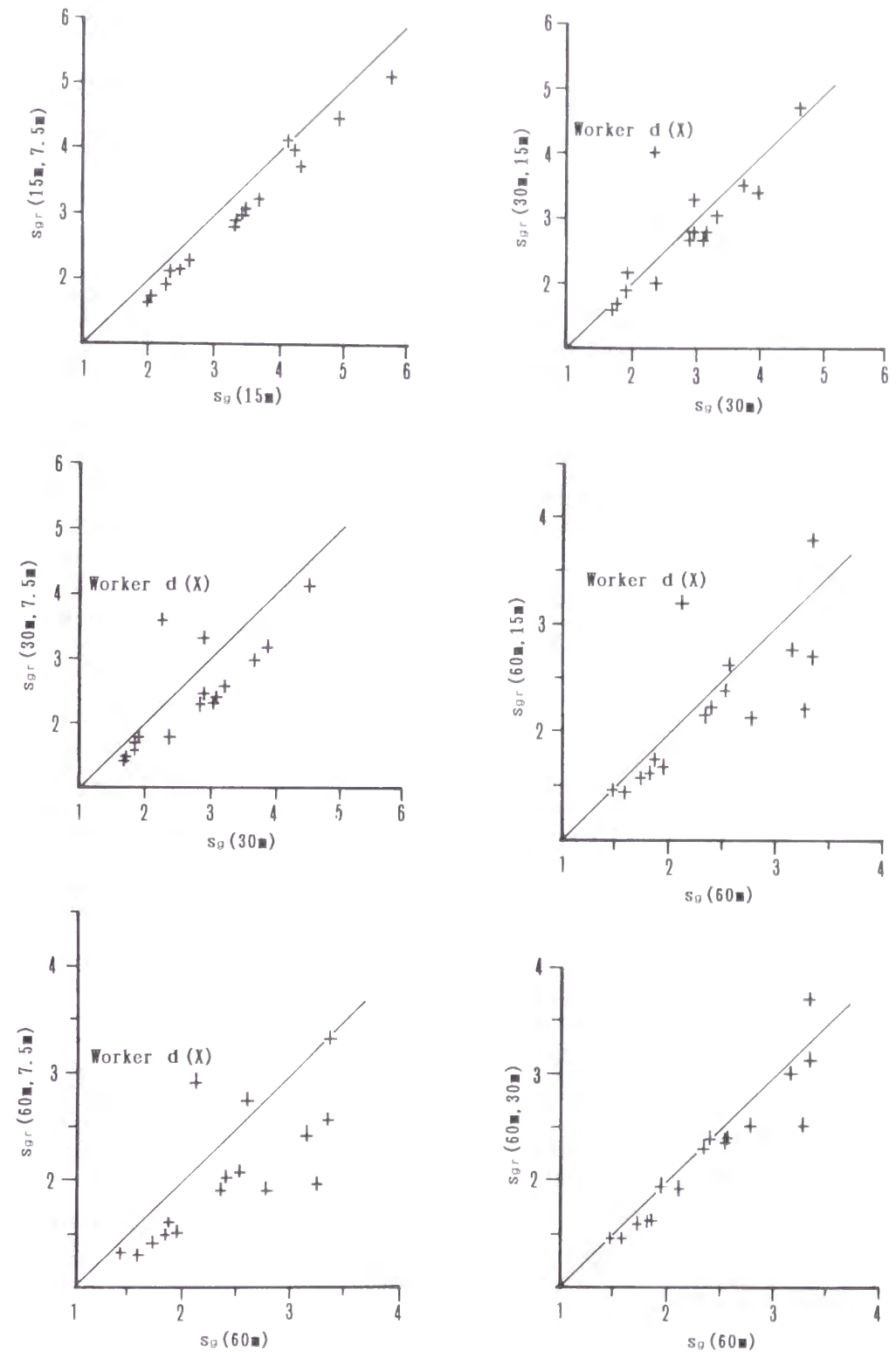


Figure 3.14 Comparison between $s_g(TNm)$ and $s_{gr}(TNm, Tm)$

$s_g(TNm)$: Sample geometric standard deviation of TN-min TWA

$s_{gr}(TNm, Tm)$: Estimated geometric standard deviation of TN-min TWA

from distribution parameters of T-min TWA using the Random approach

ごとに異なる値となり、固有自己相関法に相当する。また、Preat⁶⁾は、平均化時間の変化に伴う分散の変換法として、曝露濃度の瞬間値から出発する、より厳密な方法を提案している。これらの方法は分散の変換法としては平均自己相関法よりも優れていると考えられるが、それはあくまでも分散の変換についていえるのみである。曝露濃度分布が近似的に対数正規型であることを考慮すれば、分布の算術平均値および標準偏差よりも幾何平均値および幾何標準偏差の方が重要なパラメータである。なぜならば、短時間曝露濃度の評価に必要である分布のパーセンタイルを推定するためには、算術平均値および標準偏差から出発したとしても、結局は幾何平均値および幾何標準偏差を推定しなければならないためである。本節の検討では、異なる平均化時間の曝露濃度の幾何平均値および幾何標準偏差を推定する方法としては、固有自己相関法は平均自己相関法よりも優れているとは言えなかった。したがって、いくら分散の変換をケースごとに厳密に行なっても全体の推定精度の改善にはつながらず、 f として平均値を用いれば十分であると言える。

本節の検討では、 T を7.5、15、30および60に限っていたが、さらに一般化することが可能である。Figure 3.15には、16 ケースのデータから $N=1\sim 16$ の $\bar{f}(7.5Nm, 7.5m)$ を算出しプロットしている。この図を使用すれば、 N が整数でない場合でも推定可能である。たとえば、20-min TWA の分布のパラメータを基に 10-min TWA の分布のパラメータを推定する場合を考えてみる。まず、 $f(20m, 7.5m)$ および $f(10m, 7.5m)$ はそれぞれ 1.65 および 1.15 である (Figure 3.15)。次に、 $f(10m, 20m) = f(10m, 7.5m) / f(20m, 7.5m) = 0.70$ となる。そして、 $N=0.5$ および $f=0.70$ を式 3.17 に適用するという手順で推定できる。ただし、図に示した f 値は今回調査した 16 ケースから算出したものである。第2節で見たように、これらのケースには、自己相関関数が指数関数的な場合から周期関数的な場合まで様々含まれている。しかし、産業現場ではより多様なケースがあると考えられ、したがって職種、有

害物使用状況、あるいは換気速度などの異なる、より多くのケースからさらにデータを収集し、 f 値を算出することが望まれよう。平均自己相関法は各ケースごとに自己相関係数を求める必要はなく、この方法が多くのケースで適用可能であれば非常に有用である。

Larsen 法は2つの自己相関法と同程度の精度で異なった平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを推定できた。Larsen の式自体には自己相関係数は含まれていないが、この式はLarsen が一般大気中の有害物濃度分布を観察する中から経験的に見いだした式であり⁴⁾、自然な形で自己相関の影響を含んでいるものと考えられる。平均自己相関法と同様に、Larsen 法も各ケースごとに自己相関係数を求める必要はなく、非常に有用な方法といえよう。

3. 1 5 結論

16 ケースについて、平均化時間の異なる分布のパラメータを推定する1つの方法を検討した。その結果、以下の点が明らかとなった。

- (1) 短時間曝露濃度の時間的変動がランダムであると仮定する方法により推定した幾何平均値および幾何標準偏差にはバイアスがかかることがわかった。
- (2) 短時間曝露濃度の時間的変動が自己相関を持っていることを考慮した2つの方法を用いた場合、2つのパラメータをバイアスなしに推定できることがわかった。これら2つの方法の推定精度は同程度であり、ケースごとに自己相関係数を求める必要のない平均自己相関法の有用性が示された。
- (3) Larsen 法も2つのパラメータをバイアスなく推定できることがわかった。この方法もケースごとに自己相関係数を求める必要がなく非常に有用であることがわかった。

したがって、自己相関法あるいはLarsen 法を使用すれば、平均化時間の異なる短時間曝露濃度の日内分布を推定することが可能である。ただし、 N が大きくなると、ケースによっては誤差が大きくなるので注意が必要である。

文献 3. 3

- 1) National Institute for Occupational Safety and Health: Occupational exposure sampling strategy manual. (DHEW/NIOSH Publication No.77-173). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).
- 2) 日本産業衛生学会. 許容濃度の勧告. 産業衛生学雑誌 37:259-282 (1995).
- 3) American Conference of Governmental Industrial Hygienist: Threshold limit values for chemical substances and physical agents and biological exposure indices for 1994-1995. Cincinnati, Ohio: ACGIH (1994).
- 4) R.Larsen: A new mathematical model of air pollutant concentration averaging time and frequency. J.Air.Poll.Control.Assoc. 19:24-30 (1969).
- 5) R.C.Spear, S.Selvin, M.Francis: The influence of averaging time on the distribution of exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 47:365-368 (1986).
- 6) B.Preat: Application of geostatistical methods for estimation of the dispersion variance of occupational exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 48:877-884 (1987).

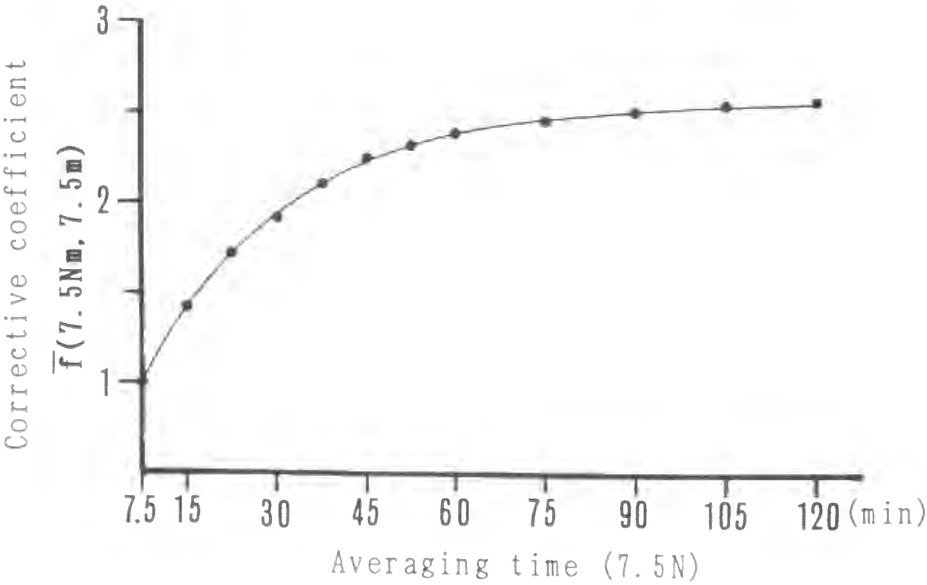


Figure 3.15 Corrective coefficient, $\bar{f}(7.5Nm, 7.5m)$, for transforming the variance of 7.5-min TWAs into that of 7.5N-min TWAs

第4節 産業現場における短時間曝露濃度の日内変動の大きさ

3. 1 6 はじめに

第1節、第2節および第3節での検討を通して、短時間曝露濃度の時間的変動に関する性質が明らかになってきた。本節では、産業現場一般での短時間曝露濃度の日内変動の大きさを明らかにする予定であるが、その調査の基本的な指針もここまでの検討で明確になっている。曝露濃度は平均化時間 7.5 分間から 60 分間の範囲で近似的に対数正規型に分布するため、変動の大きさを表わす指標は幾何標準偏差とする。平均化時間が 30 分間以下の場合には、連続する曝露濃度には正の相関があり、したがって、分布のパラメータの推定にはサンプリング間隔を自己相関がなくなる 45 分間以上とする。第3節では、16 ケースについて C(7.5m)、C(15m)、C(30m)および C(60m)の幾何標準偏差を示した (Table 3.15 参照)。これらの数値は短時間曝露濃度の日内変動の大きさに関する貴重な情報であるが、これらの値をもって産業現場一般の代表値とするには例数が少なすぎる。そこで、本節では例数を増やして短時間曝露濃度の測定を行い、産業現場一般における短時間曝露濃度の変動の大きさを明らかにする。また、有害物の使用状況や労働者の動きなど、いくつかの要因と短時間曝露濃度の変動の大きさとの関連についても検討する。

3. 1 7 方法

3.17.1 対象労働者

産業現場全体を代表しうるために、多様な職種、そして多くの種類の有機溶剤に曝露されている労働者を対象とすることをめざした。その結果、測定対象とした有機溶剤は、トルエン、キシレン、スチレン、ノルマルヘキサン、アセトン、メチルエチルケトン、メチルイソブチルケトン、シクロヘキサノン、イソプロピルアルコール、酢酸エチル、1,1,1-トリクロロエタンの 11 種類、対象労働者数はのべ 101 名となった。作業内容および取扱い有機溶剤の種類別の対象者数を Table 3.19 に示す。第1節で短時間曝露濃度の日内分布を調査した 16 ケースを解析に含めたため、解析対象者はのべ 117 名となった。

3.17.2 曝露濃度の測定

活性炭管 (SKC 製 Normal CT: 第1層 100mg、第2層 50mg、あるいは同 Large CT: 第1層 400mg、第2層 200mg) を労働者の襟に装着し、携帯用ポンプ (DuPont 製 AP200、あるいは同 ALPHA2) にて 100~200ml/min で有機溶剤を捕集した。活性炭管 1 本当りのサンプリング時間は、Normal CT が 15 分間、Large CT が 45 分間であり、Figure 3.16 に示すスケジュールで 5 回以上繰り返し測定した。ただし、脱脂労働者 2 名については全勤務時間にわたり連続して 15-min TWA を測定した。

捕集後、活性炭をバイアルビンに移し、二硫化炭素を 2ml (Normal CT の場合) あるいは 8ml (Large CT の場合) 加え 1 時間振とうし有機溶剤を脱着した。ただし、シクロヘキサノンおよびメチルイソブチルケトンについては、5%メタノール-塩化メチレン 2ml あるいは 8ml を加えて脱着を行なった。そして、脱着液 1μl をガスクロマトグラフ (島津製 6 A あるいは Hewlett 製 HP5890) に注入し有機溶剤濃度を測定した。分析条件は Table 3.20 に示す。各有機溶剤の脱着率は直接添加法²⁾あるいは相平衡法³⁾により求めた。トルエン、

Table 3.19 Numbers of workers classified by job and chemical

Job	Chemical	Number of workers
Offset printing	Toluene	4
	n-Hexane	3
	Isopropyl alcohol	5
Gravure printing	Toluene	8
	Methyl ethyl ketone	8
	Isopropyl alcohol	8
	Ethyl acetate	3
Screen printing	Toluene	4
	Xylene	4
	Methyl isobuthyl ketone	4
	Cyclohexanone	2
Painting	Toluene	3
	Xylene	3
FRP production	Styrene	7
	Acetone	7
Drying solvent	Acetone	3
	n-Hexane	3
Mixing powder in solvent	Acetone	4
	n-Hexane	4
Bonding	Methyl ethyl ketone	5
	Cyclohexanone	5
Degreasing	1,1,1-Trichloroethane	4
Total		101

Table 3.20 Gas chromatograph parameters used for organic solvents analysis

Column	CBP-20 (Shimadzu) 0.33mm I.D. x 25m
Carrier	Helium
flow rate	15 40 cm/sec
Temperatures	
injector	150° C
detector	150° C
oven	55° C for toluene, xylene, acetone, n-hexane, methyl ethyl ketone, methyl isobuthyl ketone, isopropyl alcohol, ethyl acetate, 1,1,1-trichloroethane 120° C for styrene 100° C for cyclohexanone
Split rate	1/20 - 1/50
Detector	Flame ionization detector
Injection volume	1μl



Figure 3.16 Sample schedule for estimating intraday variation of short-term exposure
■: 15-min TWA, □: 45-min TWA.

キシレン、ノルマルヘキサン、酢酸エチル、メチルイソブチルケトン、シクロヘキサノンおよび1,1,1-トリクロロエタンについては、脱着率は95%以上であったので、測定値の補正は行なわなかった。スチレン、アセトン、メチルエチルケトンおよびイソプロピルアルコールについては、脱着率が95%未満であったので、脱着率曲線により測定値の補正を行った。

3.17.3 各パラメータの算出

測定された $C(15m)$ を用い、各人ごとに標本幾何平均値 ($m_g(15m)$) および標本幾何標準偏差 ($s_g(15m)$) を下式により算出した。

$$\ln m_g(15m) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln C(15m,i) \tag{3.26}$$

$$\ln s_g(15m) = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ln C(15m,i) - \ln m_g(15m))^2} \tag{3.27}$$

ここで、 $C(15m,i)$ は $C(15m)$ の i 番目の値である。次いで、測定された $C(15m)$ および $C(45m)$ から $C(60m)$ ($=0.25 \times C(15m) + 0.75 \times C(45m)$) を求め、上記と同様の式により $C(60m)$ の標本幾何平均値 ($m_g(60m)$) および標本幾何標準偏差 ($s_g(60m)$) を算出した。また、 $C(60m)$ の算術平均値を求め1日平均曝露濃度とした。この値は多くのケースで5時間時間荷重平均値であるが、1日平均曝露濃度ということで $C(8h)$ の略語を使用する。

3.17.4 短時間曝露濃度の変動の大きさに影響する要因の検討

曝露濃度の変動の大きさに影響すると考えられる下記の4つの要因(A~D)により、対象労働者を2群に分類し、両群における幾何標準偏差の中央値の大小を比較した。有意差の検定には Wilcoxon 検定³⁾を用いた。

- A) 有機溶剤の使用状況： (0) 連続的 (1) 間欠的
- B) 発生源の配置： (0) 作業場全体に配置 (1) 局所に偏って配置
- C) 発生源の位置： (0) 固定している (1) 移動する
- D) 労働者の作業位置： (0) 固定している (1) 移動する

3. 1 8 結果

3.18.1 対象労働者の1日平均曝露濃度の分布

Table 3.21~3.23 (71~76^{ページ}) に $C(15m)$ および $C(60m)$ の測定結果を示す。また、1日平均曝露濃度の基準である、日本産業衛生学会⁴⁾の許容濃度 (PEL(8h)) を Table 3.24 に示す。

Figure 3.17 は $C(8h)/PEL(8h)$ の度数分布を示している。ここで $C(8h)/PEL(8h)$ を算出したのは次の理由による。すなわち対象集団が許容濃度と比較して極端に高い曝露を受けている労働者のみの集団、あるいは逆に極端に低い曝露を受けている集団であれば、偏った集団を対象に選んだ可能性があり、その点で適切に対象を選択しえたかを判断するためである。 $C(8h)/PEL(8h)$ は、トルエン 0.02~2.76、キシレン 0.02~0.28、スチレン 0.08~0.46、ノルマルヘキサン 0.07~3.13、アセトン 0.05~4.34、メチルエチルケトン 0.06~0.33、メチルイソブチルケトン 0.02~0.27、シクロヘキサノン 0.06~0.18、イソプロピルアルコール 0.01~0.17、酢酸エチル 0.06~0.06、1,1,1-トリクロロエタン 0.14~0.63、クロロベンゼン 0.65~2.01 で

あり、全体で 0.01 から 4.34 までと広範囲に及んでいた。

Table 3.24 Permissible exposure limits recommended by Japan Society for Occupational Health

Chemical	Permissible exposure limit (ppm)
Toluene	50
Xylene	100
Styrene	50
n-Hexane	40
Acetone	200
Methyl ethyl ketone	200
Methyl isobutyl ketone	50
Isopropyl alcohol	400
Cyclohexanone	25
1,1,1-Trichloroethane	200
Chlorobenzene	10
Ethyl acetate	200

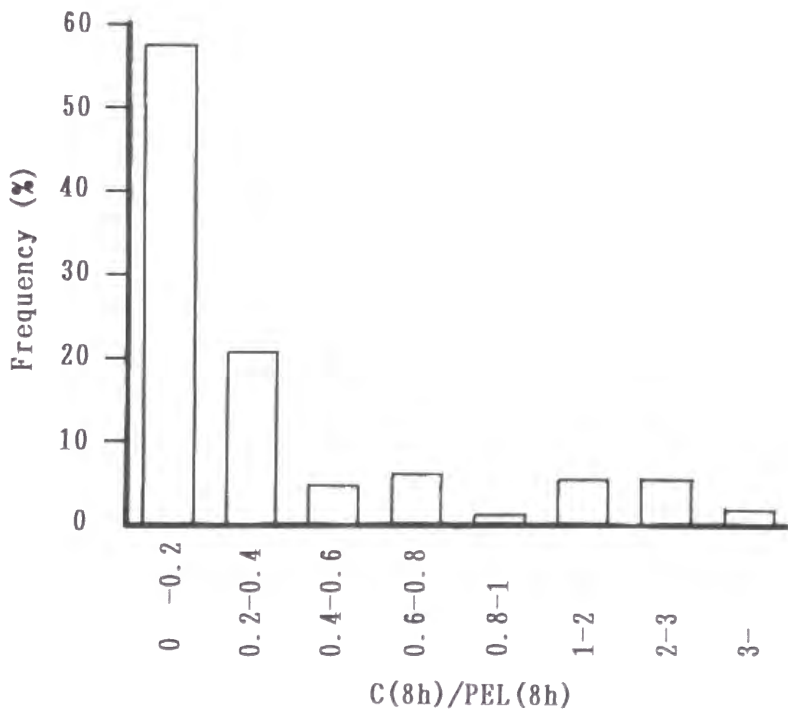


Figure 3.17 Frequency of $C(8h)/PEL(8h)$
 $C(8h)$: 8-h TWA of exposure cocentration
 $PEL(8h)$: Permissible exposure limit for 8-h TWA

3.18.2 短時間曝露濃度の標本幾何平均値および標本幾何標準偏差

Figure 3.18 は $m_g(15m)$ および $s_g(15m)$ の関係を、Figure 3.19 は $m_g(60m)$ および $s_g(60m)$ の関係を見たものである。いずれの場合も幾何平均値と幾何標準偏差の間に相関は見られず（ $C(15m)$: $r=0.035$ 、 $C(60m)$: $r=0.012$ ）、幾何標準偏差の大きさは曝露濃度レベルに依存しないことがわかる。

$s_g(15m)$ および $s_g(60m)$ の累積頻度を Figure 3.20 に示す。 $s_g(15m)$ および $s_g(60m)$ はそれぞれ 1.06～8.44 および 1.12～6.65 の範囲であった。累積頻度が 10% の値、50% の値および 90% の値をそれぞれ「変動が小さい」「変動が平均的」および「変動が大きい」場合の代表値と考えれば、 $s_g(15m)$ の場合はそれぞれ 1.41、2.27 および 4.50、 $s_g(60m)$ の場合はそれぞれ 1.24、1.74 および 3.42 であった（Table 3.25）。

Table 3.25 Representative values of $s_g(15m)$ and $s_g(60m)$

	Min.	Low (10%)	Middle (50%)	High (90%)	Max.
$s_g(15m)$	1.06	1.41	2.27	4.50	8.44
$s_g(60m)$	1.12	1.24	1.74	3.42	6.65

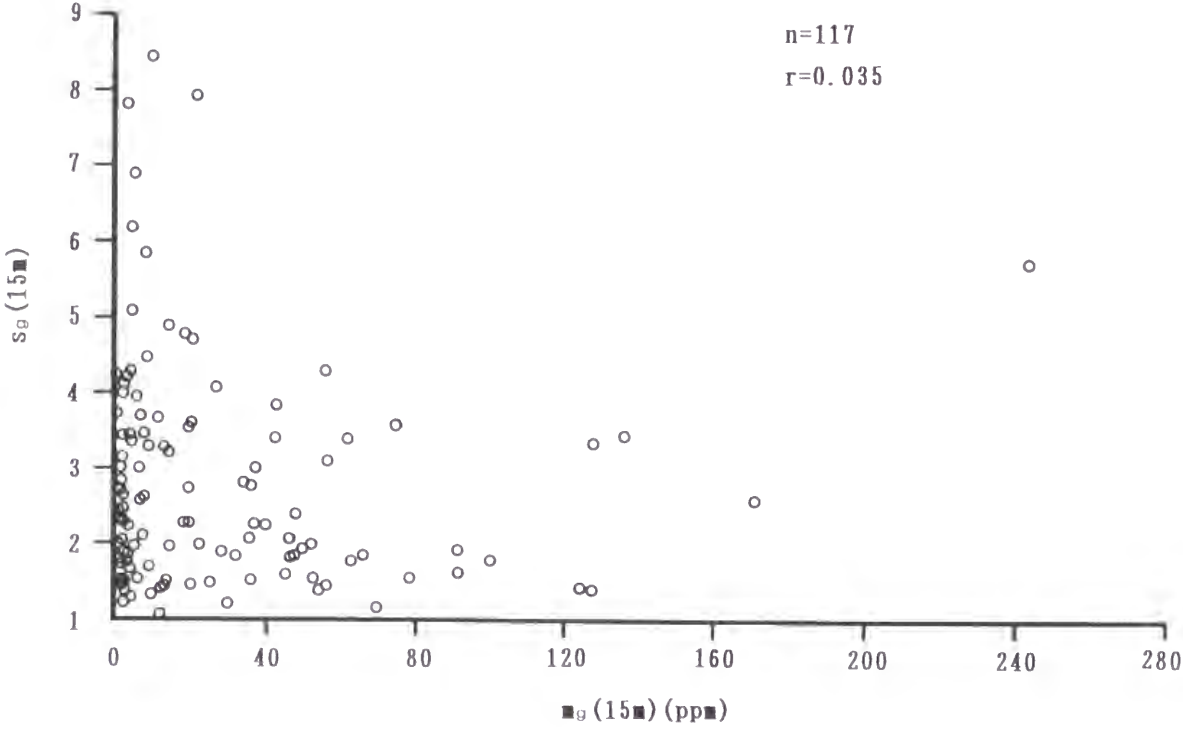


Figure 3.18 Relationship between $m_g(15m)$ and $s_g(15m)$
 $m_g(15m)$: Sample geometric mean of 15-min TWAs
 $s_g(15m)$: Sample geometric standard deviation of 15-min TWAs

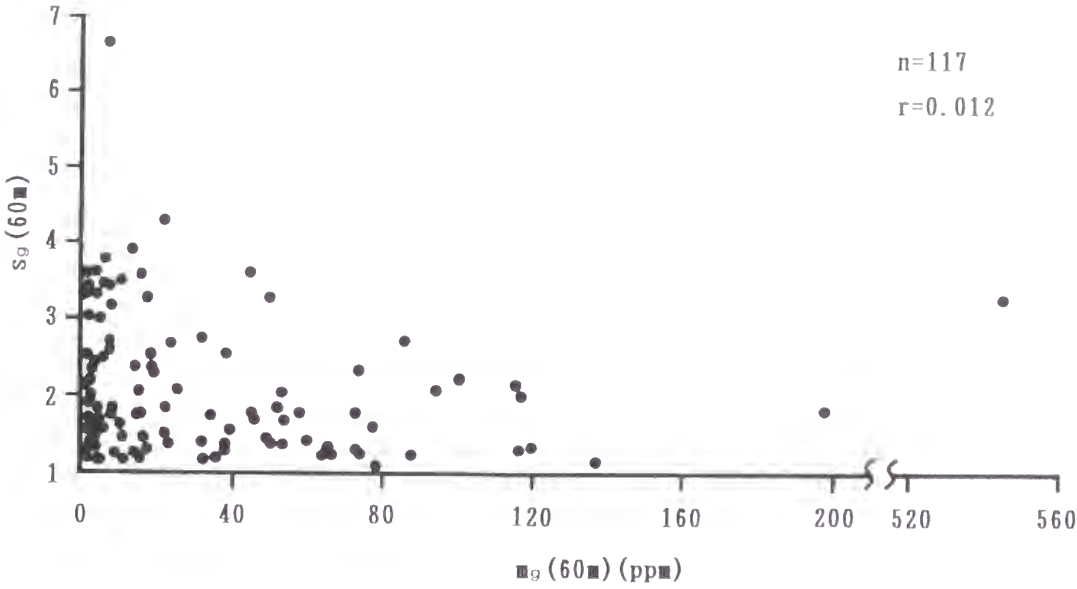


Figure 3.19 Relationship between $m_g(60m)$ and $s_g(60m)$
 $m_g(60m)$: Sample geometric mean of 60-min TWAs
 $s_g(60m)$: Sample geometric standard deviation of 60-min TWAs

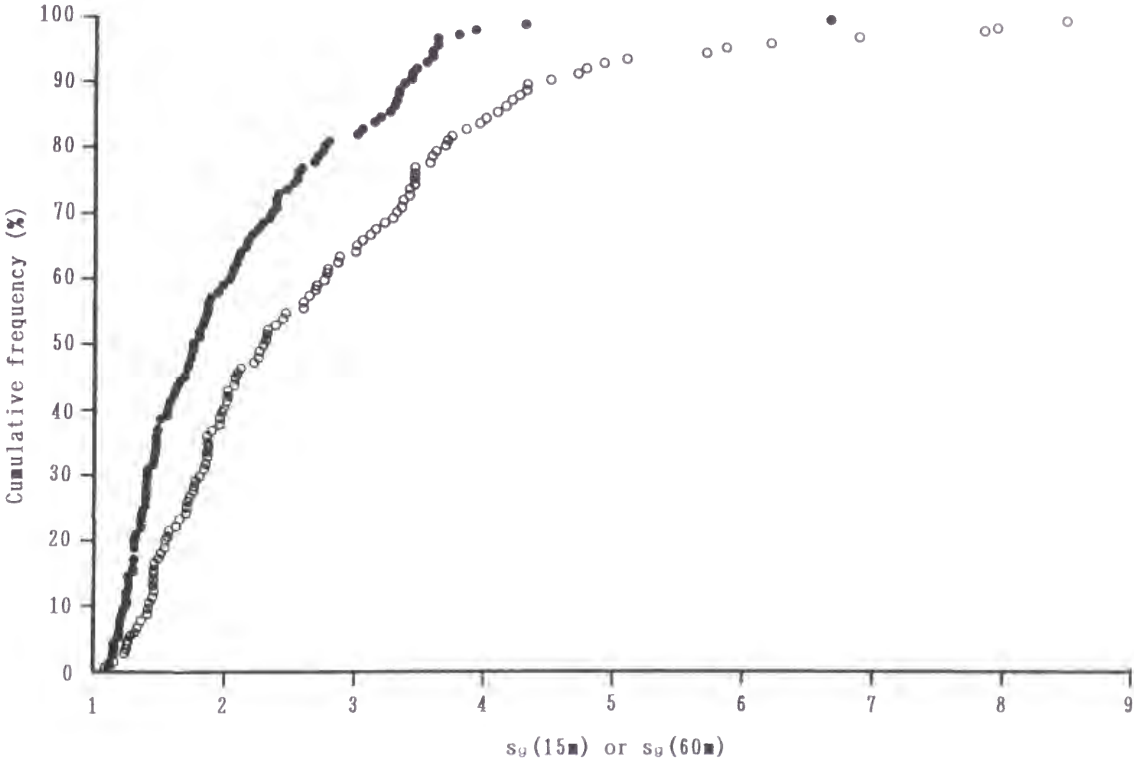


Figure 3.20 Cumulative frequencies of $s_g(15m)$ and $s_g(60m)$ in the 117 cases
 $s_g(15m)$: Sample geometric standard deviation of 15-min TWAs
 $s_g(60m)$: Sample geometric standard deviation of 60-min TWAs

3.18.3 短時間曝露濃度の変動の大きさに影響する要因

曝露濃度の変動要因により分類した2群における $s_g(15m)$ の中央値をTable 3.26に示す。 $s_g(15m)$ の中央値は「有機溶剤の使用状況」の異なる2群間（連続 vs. 間欠）で1.69倍の差が見られ、その差は統計学的にも有意であった。次いで、「発生源の位置」の異なる2群間（固定 vs. 移動）で1.25倍の差が見られたが、その差は有意ではなかった。他の2要因については、2群間の差は1.2倍未満であった。

曝露濃度の変動要因により分類した2群における $s_g(60m)$ の中央値をTable 3.27に示す。 $s_g(60m)$ の中央値は「有機溶剤の使用状況」の異なる2群間（連続 vs. 間欠）で1.57倍、「発生源の位置」の異なる2群間（固定 vs. 移動）で1.25倍の差が見られ、その差は統計学的にも有意であった。他の2要因については、2群間での差は1.2倍未満であった。

Table 3.26 Medians of $s_g(15m)$ in the two groups classified by the production factors

Production factor	Variable		Median of $s_g(15m)$		Ratio	Sig.
	0	1	0	1		
Use of organic solvent	Continuous (n=72)	Intermittent (n=45)	1.95	3.29	1.69	p<0.01
Arrangement of pollutant source	General (n=73)	Local (n=44)	2.24	2.30	1.03	n.s.
Movement of pollutant source	Fixed (n=89)	Moving (n=28)	2.07	2.58	1.25	n.s.
Movement of worker	Fixed (n=42)	Moving (n=75)	2.13	2.31	1.08	n.s.

Table 3.27 Medians of $s_g(60m)$ in the two groups classified by the production factors

Production factor	Variable		Median of $s_g(60m)$		Ratio	Sig.
	0	1	0	1		
Use of organic solvent	Continuous (n=72)	Intermittent (n=45)	1.48	2.33	1.57	p<0.01
Arrangement of pollutant source	General (n=73)	Local (n=44)	1.69	1.87	1.11	n.s.
Movement of pollutant source	Fixed (n=89)	Moving (n=28)	1.65	2.07	1.25	p<0.01
Movement of worker	Fixed (n=42)	Moving (n=75)	1.58	1.83	1.16	n.s.

3. 1 9 考察

3.19.1 対象労働者の代表性

様々な種類の有機溶剤に曝露されている労働者のべ117名の調査を基に、短時間曝露濃度の日内変動の代表値を推定したが、これらの値を産業現場全体の代表値とするためには、これらの対象者が有機溶剤曝露労働者を代表している必要がある。福田ら⁹⁾によれば、有機溶剤中毒予防規則による生物学的モニタリング対象物質、すなわちトルエン、キシレン、スチレン、トリクロロエチレン、テトラクロロエチレン、1,1,1-トリクロロエタン、ノルマルヘキサンおよびN,N-ジメチルホルムアミドの8溶剤は有機溶剤取扱い作業場の85%で使用されている。この調査では、このうち5種類をカバーしており、さらにアセトン、

メチルエチルケトン、メチルイソブチルケトン、シクロヘキサノン、イソプロピルアルコール、酢酸エチル、クロロベンゼンについても測定している。また、調査対象者のC(8h)/PEL(8h)は0.01~4.34と広い範囲をカバーしている。このように有機溶剤の種類の間でも、そして曝露濃度の範囲の間でも、今回の調査は産業現場全体をほぼ代表していると言える。

3.19.2 短時間曝露濃度の変動性

勤務時間（8時間）の間には32個のC(15m)が測定できるので、対数正規分布を仮定すればC(15m)の最高値（=C(15m,max)）および最低値（=C(15m,min)）は次式で計算できる（4.2.2.1 参照）⁶⁾。

$$C(15m,max) = \exp(\ln\mu_g(15m) + 2.154 \ln\sigma_g(15m)) \tag{3.28}$$

$$C(15m,min) = \exp(\ln\mu_g(15m) - 2.154 \ln\sigma_g(15m)) \tag{3.29}$$

ここで、 $\mu_g(15m)$ および $\sigma_g(15m)$ はそれぞれC(15m)の幾何平均値および幾何標準偏差である。両式から、C(15m)の最高値と最低値の比は次式のようになる。

$$C(15m,max)/C(15m,min) = \sigma_g(15m)^{4.31} \tag{3.30}$$

今回求めた $s_g(15m)$ の代表値を上式の $\sigma_g(15m)$ に代入すると、変動が「小さい」「平均的」および「大きい」場合で、C(15m,max)/C(15m,min)はそれぞれ4.40、34.2および654となった（Table 3.28）。変動が平均的な場合でも、C(15m)の最高値と最低値には約34倍の差があり、曝露濃度は相当大きく変化していることがわかる。

同様に考えれば、C(60m)の最高値（=C(60m,max)）および最低値（=C(60m,min)）は次式で計算できる⁶⁾。

$$C(60m,max) = \exp(\ln\mu_g(60m) + 1.534 \ln\sigma_g(60m)) \tag{3.31}$$

$$C(60m,min) = \exp(\ln\mu_g(60m) - 1.534 \ln\sigma_g(60m)) \tag{3.32}$$

両式から、C(60m)の最高値と最低値の比は次式のようになる。

$$C(60m,max)/C(60m,min) = \sigma_g(60m)^{3.07} \tag{3.33}$$

今回求めた $s_g(60m)$ の代表値を上式の $\sigma_g(60m)$ に代入すると、変動が「小さい」「平均的」および「大きい」場合で、C(60m,max)/C(60m,min)はそれぞれ1.94、5.48および43.6となった（Table 3.28）。変動が平均的な場合、C(60m)の最高値と最低値には5.5倍の差があり、C(15m)と比較するとその変動は小さいが、それでも相当大きく変化していると言える。

Table 3.28 Theoretical ratios of the maximum exposure to the minimum exposure and those of the maximum exposure to the daily average exposure

$s_g(15m)$	1.41 (Low)	2.27 (Middle)	4.50 (High)
$C(15m,max)/C(15m,min)$	4.40	34.2	654
$C(15m,max)/C(8h)$	1.98	4.18	8.25
$s_g(60m)$	1.24 (Low)	1.74 (Middle)	3.42 (High)
$C(60m,max)/C(60m,min)$	1.94	5.48	43.6
$C(60m,max)/C(8h)$	1.36	2.01	3.10

対数正規分布を仮定すれば、 $C(15m)$ の算術平均値は次式で計算できる。

$$C(15m)\text{の算術平均値} = \exp(\ln\mu_g(15m) + 0.5 \ln^2\sigma_g(15m)) \tag{3.34}$$

$C(15m)$ の算術平均値とはすなわち1日平均曝露濃度（ $=C(8h)$ ）のことである。したがって式3.28と合わせれば、 $C(15m)$ の最高値と1日平均曝露濃度の比は次式のようになる。

$$C(15m, \max)/C(8h) = \exp(2.154 \ln\sigma_g(15m) - 0.5 \ln^2\sigma_g(15m)) \tag{3.35}$$

今回求めた $s_g(15m)$ の代表値を上式の $\sigma_g(15m)$ に代入すると、変動が「小さい」「平均的」および「大きい」場合で、 $C(15m, \max)/C(8h)$ はそれぞれ1.98、4.18および8.25となった（Table 3.28）。変動が平均的な場合でも、 $C(15m)$ の最高値と1日平均曝露濃度の比は4.2倍あると、言える。第1章で述べたように、日本産業衛生学会では高濃度の短時間曝露による健康障害を予防するため、 $C(15m)$ を許容濃度（ $PEL(8h)$ ）の1.5倍以下に管理するよう勧告している。上記の考察から、 $C(8h)$ が許容濃度以下であっても、 $C(15m)$ が許容濃度の1.5倍を超えることは一般的に起こり得ることであることがわかる。したがって、曝露状況の適切な管理のためには、 $C(8h)$ の測定とともに $C(15m)$ の測定が不可欠である。

同様にして、 $C(60m)$ の最高値と1日平均曝露濃度の比は次式で示される。

$$C(60m, \max)/C(8h) = \exp(1.534 \ln\sigma_g(60m) - 0.5 \ln^2\sigma_g(60m)) \tag{3.36}$$

今回求めた $s_g(60m)$ の代表値を $\sigma_g(60m)$ に代入すると、変動が「小さい」「平均的」および「大きい」場合で、 $C(60m, \max)/C(8h)$ はそれぞれ1.36、2.01および3.10となった（Table 3.28）。変動が平均的な場合、 $C(60m)$ の最高値は1日平均曝露濃度の2.0倍になることがわかる。

3.19.3 短時間曝露濃度の変動の大きさに影響する要因

今回の調査結果では、有機溶剤の使用工程が連続的な場合に比べ、間欠的な場合の方が短時間曝露濃度の変動が大きかった。有機溶剤を使用している時間帯の曝露濃度は使用していない時間帯と比較し明らかに高くなると考えられる。間欠的に使用をする場合には、これら両方の状況が繰り返し出現するため、曝露濃度は大きく変化する。したがって、この結果は当然のことと言える。また、発生源が固定されている場合よりも、移動する場合の方が短時間曝露濃度の変動が大きかった。発生源が移動する場合というのは、吹き付け塗装やFRP製造のように、労働者が有機溶剤含有物を持って移動しながら作業しているケースである。このような場合、有機溶剤の使用量は労働者自身の判断で状況により大きく変動するため、固定された機械により自動的に使用量が決定される場合に比べ、使用量の時間的変動が大きくなり、それが短時間曝露濃度の変動の大きさに影響した可能性が考えられる。

以上の結果より、有機溶剤の使用が間欠的な場合、および発生源が移動する場合には、短時間曝露濃度の変動が大きくなる可能性があり、したがって短時間の高濃度曝露の監視が特に必要であると言えよう。

3. 2 0 結 論

本節では、短時間曝露濃度の変動の大きさを明らかにするため、有機溶剤曝露労働者のべ117名について調査を行なった。その結果、以下のことがわかった。

(1) $s_g(15m)$ は1.06～8.44の範囲であり、その10%値、50%値および90%値はそれぞれ1.41、2.27および4.50であった。対数正規分布を仮定すれば、 $C(15m)$ の1日の最高値と最低値の

比はそれぞれ4.40、34.2および654と推定された。また、 $C(15m)$ の1日の最高値と1日平均曝露濃度の比はそれぞれ1.98、4.18および8.25と推定された。

(2) $s_g(60m)$ は1.12～6.65の範囲であり、その10%値、50%値および90%値はそれぞれ1.24、1.74および3.42であった。対数正規分布を仮定すれば、 $C(60m)$ の1日の最高値と最低値の比はそれぞれ1.94、5.48および43.6と予想された。また、 $C(60m)$ の1日の最高値と1日平均曝露濃度の比はそれぞれ1.36、2.01および3.10と推定された。

(3) 有機溶剤の使用工程が連続的な場合に比べ、間欠的な場合の方が短時間曝露濃度の変動が大きかった。また、発生源が固定されている場合よりも、移動する場合の方が曝露濃度の変動が大きかった。

以上のように、短時間曝露濃度の日内変動は相当大きく、有機溶剤曝露労働者の健康障害を予防するためには、短時間の高濃度曝露の監視が不可欠であり、特に有機溶剤の使用工程が間欠的である場合、および発生源が移動する場合には注意が必要である。

Table 3.21 15-min TWAs of exposure concentrations to organic solvents in 101 cases

Case No.	Job and chemical	Time series of 15-min TWAs						Parameters	
		1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	$m_g(15m)$	$s_g(15m)$
Offset printing									
1	Toluene	4.0	2.3	2.1	1.2	1.1		1.9	1.72
2	Toluene	1.2	0.6	1.4	1.8	2.8		1.4	1.75
3	Toluene	1.7	9.6	1.7	1.2	0.7		1.9	2.67
4	Toluene	4.1	8.4	4.8	3.0	7.5		5.2	1.53
5	n-Hexane	3.9	1.5	0.9	0.3	0.4		1.0	2.77
6	n-Hexane	0.1	0.2	0.2	0.7	3.2		0.4	4.25
7	n-Hexane	0.8	10.6	1.1	0.5	9.7		2.2	4.14
8	IPA	5.4	0.7	0.9	1.6	2.3		1.6	2.30
9	IPA	9.1	2.0	18.8	2.7	10.7		6.3	2.58
10	IPA	3.7	0.6	1.9	1.0	2.3		1.6	2.05
11	IPA	5.6	1.1	29.1	12.7	9.9		7.3	3.45
12	IPA	4.7	1.2	6.6	1.9	6.8		3.4	2.21
Gravure printing									
13	Toluene	104.7	24.9	34.7	32.7	96.9		49.1	1.95
14	Toluene	76.0	43.2	45.9	39.1	81.1		54.5	1.40
15	Toluene	148.2	68.0	175.3	55.4	65.2		91.4	1.69
16	Toluene	89.6	44.0	93.4	27.5	121.7		65.8	1.85
17	Toluene	83.1	46.9	67.0	32.9	68.1		56.7	1.44
18	Toluene	163.5	95.7	75.4	170.2	145.9		124.0	1.43
19	Toluene	221.8	102.8	94.4	132.9	117.2		127.4	1.40
20	Toluene	131.6	67.8	43.5	147.4	183.5		101.0	1.82
21	MEK	106.6	19.1	33.8	18.5	79.0		39.9	2.24
22	MEK	55.3	29.9	29.2	23.0	56.0		36.2	1.50
23	MEK	174.1	67.3	202.6	50.9	52.9		91.4	1.95
24	MEK	71.7	30.8	94.5	20.5	92.0		52.3	2.00
25	MEK	78.1	42.7	50.2	21.2	51.1		44.9	1.61
26	MEK	95.0	35.8	35.8	79.4	21.8		46.2	1.85
27	MEK	141.8	19.6	8.5	71.0	40.6		36.9	2.99
28	MEK	78.5	22.0	18.3	76.1	23.4		35.5	2.05

MEK: Methyl ethyl ketone, MIBK: Methyl isobutyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol
EA: Ethyl acetate, 1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
Unit of concentration: ppm

Table 3.21 (Continue)

Case No.	Job and chemical	Time series of 15-min TWAs						Parameters	
		1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	$m_g(15m)$	$s_g(15m)$
29	IPA	47.8	11.6	15.7	12.7	44.4		21.8	2.00
30	IPA	26.5	16.3	14.8	14.1	31.0		19.5	1.44
31	IPA	80.9	36.2	102.8	27.3	28.8		47.3	1.85
32	IPA	35.9	17.9	41.4	11.4	52.6		27.6	1.89
33	IPA	40.5	24.6	26.0	13.5	28.0		25.0	1.48
34	IPA	56.6	36.8	33.4	57.7	98.5		52.4	1.54
35	IPA	81.2	67.2	68.3	57.9	75.8		69.6	1.14
36	IPA	47.3	29.6	20.2	52.3	138.7		46.0	2.07
37	EA	1.8	3.7	2.6	2.6	35.8		4.4	3.33
38	EA	2.6	15.6	9.5	2.9	20.9		7.4	2.62
39	EA	1.5	4.2	1.8	1.9	49.7		4.0	4.31
Screen printing									
40	Toluene	0.3	0.2	0.7	0.6	0.7		0.4	1.99
41	Toluene	0.7	0.9	2.6	3.0	6.4		2.0	2.44
42	Toluene	1.5	5.0	4.8	4.4	4.9		3.8	1.69
43	Toluene	0.9	0.7	5.8	1.6	0.4		1.2	2.85
44	Xylene	1.3	1.7	2.2	1.9	3.4		2.0	1.44
45	Xylene	5.1	3.7	3.7	3.1	5.5		4.2	1.27
46	Xylene	2.6	5.0	1.1	1.9	1.6		2.1	1.76
47	Xylene	1.6	1.6	1.9	1.4	0.2		1.1	2.69
48	MIBK	11.7	19.8	22.0	22.9	0.4		8.5	5.85
49	MIBK	6.4	3.9	4.1	1.9	6.2		4.1	1.64
50	MIBK	3.0	6.2	0.6	0.7	0.5		1.3	3.14
51	MIBK	1.5	1.5	0.7	0.5	0.1		0.5	3.69
52	Cyclohexanone	0.9	1.4	2.2	2.2	1.6		1.6	1.45
53	Cyclohexanone	0.5	0.5	2.9	1.9	5.9		1.5	3.03
Painting									
54	Toluene	2.0	1.7	2.1	2.1	2.9		2.1	1.22
55	Toluene	1.5	2.0	2.7	2.4	2.9		2.2	1.30
56	Toluene	1.8	1.7	2.2	2.4	3.6		2.2	1.35
57	Xylene	1.5	1.9	0.3	2.1	1.7		1.2	2.31
58	Xylene	2.1	18.5	0.3	45.1	5.4		5.0	6.87
59	Xylene	42.8	9.0	0.2	1.0	2.0		2.8	7.82
FRP production									
60	Styrene	14.7	0.8	0.5	5.2	1.4		2.1	4.00
61	Styrene	41.2	10.1	2.1	2.7	1.5		5.1	3.95
62	Styrene	50.2	19.6	0.8	1.4	1.9		4.6	6.19
63	Styrene	62.4	16.6	43.0	29.8	1.2		17.5	4.77
64	Styrene	19.5	9.7	31.1	56.8	7.5		19.0	2.29
65	Styrene	7.2	8.3	19.4	4.8	10.8		9.0	1.68
66	Styrene	4.6	5.4	17.9	14.8	3.4		7.4	2.10
67	Acetone	27.3	2.6	2.1	5.5	14.2		6.5	3.01
68	Acetone	65.1	48.5	11.3	9.3	7.4		19.0	2.74
69	Acetone	138.2	80.4	5.0	5.6	10.7		20.2	4.71
70	Acetone	88.3	43.4	72.3	31.8	6.8		35.9	2.77
71	Acetone	253.8	16.7	157.1	160.8	20.9		74.1	3.58
72	Acetone	39.2	23.7	28.0	26.6	34.2		29.8	1.22
73	Acetone	40.5	18.0	40.3	68.7	16.5		31.9	1.83

MEK: Methyl ethyl ketone, MIBK: Methyl isobutyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol
 EA: Ethyl acetate, 1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
 Unit of concentration: ppm

Table 3.21 (Continue)

Table 3.21 (Continued)									
Case No.	Job and chemical	Time series of 15-min TWAs						Parameters	
		1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	$m_g(15m)$	$s_g(15m)$
Drying solvent									
74	Acetone	153.0	35.7	16.6	225.8	27.3		56.1	3.11
75	Acetone	107.4	151.4	45.5	911.7	50.2		127.7	3.35
76	Acetone	915.3	371.2	35.8	127.8	67.1	59.5	135.6	3.43
77	n-Hexane	0.3	32.7	11.4	7.4	93.2		9.6	8.44
78	n-Hexane	0.6	3.2	6.3	4.8	16.9		4.0	3.44
79	n-Hexane	1.2	45.4	11.6	5.8	14.1	2.3	7.0	3.72
Mixing powder in solvent									
80	Acetone	577.9	6.3	5.4	48.1	4.8		21.4	7.93
81	Acetone	41.2	18.3	5.7	40.3	3.1		14.0	3.21
82	Acetone	82.3	89.5	22.9	69.6	84.5		63.0	1.77
83	Acetone	109.2	62.5	42.3	127.8	82.3		78.8	1.56
84	n-Hexane	4.3	27.3	0.8	30.8	11.7		8.1	4.50
85	n-Hexane	4.6	3.9	0.5	46.5	5.2		4.6	5.08
86	n-Hexane	6.1	19.1	149.6	110.9	75.9		43.0	3.84
87	n-Hexane	167.2	9.8	34.6	19.6	41.6		34.1	2.86
Bonding									
88	MEK	14.1	15.6	13.9	13.6	6.7		12.3	1.41
89	MEK	14.2	15.0	16.2	20.0	6.6		13.5	1.52
90	MEK	17.2	12.6	15.5	16.3	6.9		13.0	1.45
91	MEK	11.3	8.0	10.8	13.6	6.8		9.8	1.32
92	MEK	12.0	11.0	11.5	12.8	11.6		11.8	1.06
93	Cyclohexanone	4.5	3.3	1.3	1.6	1.1		2.0	1.85
94	Cyclohexanone	1.9	2.1	3.8	5.9	1.2		2.6	1.86
95	Cyclohexanone	6.2	3.7	3.8	5.1	1.5		3.7	1.73
96	Cyclohexanone	2.2	1.2	1.1	1.6	0.9		1.3	1.44
97	Cyclohexanone	1.6	1.8	2.2	2.8	2.3		2.1	1.26
Degreasing									
98	1,1,1-TCE	79.0	60.2	17.5	8.5	4.0		19.5	3.56
99	1,1,1-TCE	96.5	37.9	30.8	5.3	5.4		20.0	3.60
100	1,1,1-TCE	See Table 3.23						61.5	3.40
101	1,1,1-TCE	See Table 3.23						47.1	2.37

MEK: Methyl ethyl ketone, MIBK: Methyl isobutyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol
 EA: Ethyl acetate, 1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
 Unit of concentration: ppm

Table 3.22 60-min TWAs of exposure concentrations to organic solvents in 101 cases.

Case No.	Job and chemical	Time series of 60-min TWAs						Parameters	
		1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	$m_g(60m)$	$s_g(60m)$
Offset printing									
1	Toluene	3.4	1.8	2.8	1.5	2.5		2.3	1.39
2	Toluene	1.9	0.6	3.0	3.7	1.8		1.9	1.97
3	Toluene	1.1	3.0	1.4	1.2	1.1		1.4	1.54
4	Toluene	3.9	4.5	4.7	3.3	3.7		4.0	1.16
5	n-Hexane	5.1	0.9	3.4	1.3	2.7		2.2	2.02
6	n-Hexane	3.0	0.3	3.8	5.2	1.3		1.9	3.03
7	n-Hexane	1.9	3.1	4.4	1.8	3.7		2.8	1.50
8	IPA	2.6	1.2	2.2	1.8	1.7		1.8	1.36
9	IPA	7.0	3.8	11.8	6.6	19.0		8.3	1.85
10	IPA	1.9	1.7	2.1	1.4	1.1		1.6	1.29
11	IPA	3.8	8.5	16.2	5.7	10.2		7.9	1.74
12	IPA	2.5	2.4	3.9	4.2	3.4		3.2	1.29
Gravure printing									
13	Toluene	107.2	60.7	68.7	62.2	78.7		73.8	1.26
14	Toluene	91.8	75.6	60.5	42.4	61.5		64.3	1.33
15	Toluene	150.9	41.4	103.9	70.3	59.0		76.9	1.65
16	Toluene	80.4	66.3	87.2	85.1	75.0		78.4	1.12
17	Toluene	90.1	77.9	97.4	51.8	57.8		72.8	1.32
18	Toluene	137.8	130.5	122.1	125.8	173.3		137.8	1.15
19	Toluene	145.9	95.1	109.5	90.2	181.9		120.0	1.35
20	Toluene	123.3	86.1	98.3	119.2	175.1		116.8	1.31
21	MEK	88.3	51.1	71.6	57.2	58.8		64.1	1.24
22	MEK	54.8	42.2	34.8	27.4	36.6		38.2	1.29
23	MEK	123.6	30.8	87.2	54.6	37.0		58.2	1.79
24	MEK	47.9	34.9	74.7	69.1	51.5		53.7	1.36
25	MEK	61.3	46.6	81.0	36.1	39.2		50.4	1.40
26	MEK	70.5	62.6	59.5	32.7	33.3		49.1	1.44
27	MEK	67.2	25.2	34.5	28.9	102.3		44.4	1.82
28	MEK	60.0	36.0	45.7	26.5	30.6		38.1	1.38
29	IPA	48.9	32.5	34.3	31.8	33.5		35.7	1.20
30	IPA	34.6	28.9	19.6	15.4	21.7		23.1	1.38
31	IPA	73.9	18.7	46.8	31.3	23.2		34.2	1.74
32	IPA	30.1	25.6	37.6	38.4	30.4		32.0	1.19
33	IPA	40.3	32.8	46.4	21.0	23.4		31.3	1.40
34	IPA	51.2	51.1	44.3	60.1	112.9		60.1	1.45
35	IPA	68.6	58.8	63.6	42.6	104.8		64.8	1.38
36	IPA	45.0	34.1	37.2	63.8	123.6		53.8	1.69
37	EA	3.6	3.7	1.9	15.5	38.7		6.9	3.42
38	EA	10.5	10.7	7.2	5.8	20.8		10.0	1.62
39	EA	2.9	3.0	1.8	16.6	39.7		6.3	3.78

MEK: Methyl ethyl ketone, MIBK: Methyl isobuthyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol
EA: Ethyl acetate, 1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
Unit of concentration: ppm

Table 3.22 (Continue)

Case No.	Job and chemical	Time series of 60-min TWAs						Parameters	
		1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	$m_g(60m)$	$s_g(60m)$
Screen printing									
40	Toluene	0.3	0.2	3.7	0.5	0.5		0.5	3.32
41	Toluene	1.0	1.5	2.8	5.5	5.9		2.7	2.18
42	Toluene	3.4	2.7	6.5	4.2	9.9		4.7	1.69
43	Toluene	2.0	0.9	5.5	7.1	5.7		3.3	2.40
44	Xylene	1.7	1.5	2.1	2.0	2.3		1.9	1.20
45	Xylene	4.5	5.0	3.3	4.1	4.5		4.3	1.16
46	Xylene	5.5	3.2	2.3	2.1	2.5		2.9	1.47
47	Xylene	2.3	2.2	1.9	2.7	1.3		2.0	1.32
48	MIBK	15.6	14.7	20.9	15.3	0.2		7.1	6.65
49	MIBK	5.5	4.8	3.0	2.1	3.8		3.6	1.46
50	MIBK	6.8	3.9	0.7	0.5	0.4		1.3	3.58
51	MIBK	2.2	1.8	0.6	0.7	0.4		0.9	2.16
52	Cyclohexanone	1.1	1.1	2.3	2.9	1.3		1.6	1.55
53	Cyclohexanone	0.5	0.6	2.3	2.1	3.8		1.4	2.52
Painting									
54	Toluene	3.8	3.8	1.7	2.6	4.6		3.1	1.48
55	Toluene	3.5	3.8	2.4	2.7	5.4		3.4	1.38
56	Toluene	3.1	10.5	3.3	2.6	7.5		4.6	1.85
57	Xylene	6.1	2.4	0.2	1.4	2.4		1.6	3.42
58	Xylene	26.1	15.3	25.7	17.4	4.6		15.2	2.04
59	Xylene	19.4	3.1	0.5	4.2	2.3		3.2	3.61
FRP production									
60	Styrene	14.7	1.8	0.5	2.1	2.0		2.2	3.35
61	Styrene	27.1	8.0	1.7	3.0	2.8		5.0	3.01
62	Styrene	36.4	10.7	1.5	3.5	3.3		5.8	3.45
63	Styrene	39.0	12.3	21.5	9.8	1.4		10.7	3.53
64	Styrene	37.4	19.5	27.9	16.8	14.3		21.8	1.48
65	Styrene	35.6	14.5	11.9	7.9	17.4		15.3	1.74
66	Styrene	8.3	10.5	10.7	6.4	6.9		8.4	1.26
67	Acetone	28.8	7.8	1.9	4.1	9.1		7.0	2.72
68	Acetone	67.0	29.3	7.8	12.3	14.1		19.3	2.33
69	Acetone	193.0	42.2	5.1	8.3	13.7		21.6	4.28
70	Acetone	121.6	35.0	48.7	18.5	8.2		31.5	2.76
71	Acetone	355.1	106.2	162.3	55.7	59.5		115.2	2.15
72	Acetone	145.2	51.7	38.5	46.4	26.8		51.5	1.88
73	Acetone	43.2	53.3	58.5	33.1	19.4		38.7	1.56
Drying solvent									
74	Acetone	197.3	71.2	99.1	167.0	32.0		94.3	2.07
75	Acetone	194.6	98.2	47.7	286.1	83.6		116.9	2.03
76	Acetone	354.2	113.4	42.6	80.3	45.7	157.8	99.8	2.23
77	n-Hexane	15.0	28.3	6.3	17.0	57.7		19.2	2.27
78	n-Hexane	1.2	4.2	7.0	9.4	11.8		5.2	2.47
79	n-Hexane	1.8	48.6	13.9	8.7	8.5	3.1	8.1	3.17

MEK: Methyl ethyl ketone, MIBK: Methyl isobuthyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol
EA: Ethyl acetate, 1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
Unit of concentration: ppm

Table 3.22 (Continue)

Case No.	Job and chemical	Time series of 60-min TWAs						Parameters	
		1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	<i>m</i> _g (60m)	<i>s</i> _g (60m)
Mixing powder in solvent									
80	Acetone	216.3	14.5	133.1	12.9	32.4		44.5	3.61
81	Acetone	19.8	16.5	76.1	10.9	1.7		13.6	3.90
82	Acetone	92.0	54.1	53.1	61.6	74.5		65.6	1.26
83	Acetone	116.5	66.9	87.1	76.0	97.9		87.2	1.24
84	n-Hexane	11.6	102.4	26.8	8.1	27.8		23.5	2.67
85	n-Hexane	4.5	14.9	13.9	12.0	1.7		7.1	2.58
86	n-Hexane	42.0	52.9	168.2	198.3	28.1		73.1	2.38
87	n-Hexane	102.5	106.9	48.0	32.2	119.2		72.6	1.79
Bonding									
88	MEK	17.8	17.0	13.6	12.4	10.7		14.1	1.24
89	MEK	16.4	17.0	14.8	28.1	14.2		17.5	1.32
90	MEK	14.8	19.2	16.2	14.3	12.6		15.3	1.17
91	MEK	10.6	8.1	19.3	14.5	8.2		11.5	1.46
92	MEK	11.5	12.6	12.9	9.3	9.8		11.1	1.16
93	Cyclohexanone	4.3	3.1	1.5	1.4	1.4		2.1	1.69
94	Cyclohexanone	2.8	2.7	4.3	8.7	4.1		4.1	1.60
95	Cyclohexanone	4.1	5.9	4.2	4.2	3.9		4.4	1.19
96	Cyclohexanone	1.7	1.0	1.9	1.6	1.0		1.4	1.35
97	Cyclohexanone	1.7	2.0	2.8	1.8	2.2		2.1	1.22
Degreasing									
98	1,1,1-TCE	40.1	84.1	10.0	4.0	6.8		15.6	3.57
99	1,1,1-TCE	43.6	72.3	16.8	4.0	8.0		17.6	3.28
100	1,1,1-TCE	See Table 3.23						85.4	2.70
101	1,1,1-TCE	See Table 3.23						52.4	2.07

MEK: Methyl ethyl ketone, MIBK: Methyl isobuthyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol
EA: Ethyl acetate, 1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
Unit of concentration: ppm

文献 3. 4

1) National Institute for Occupational Safety and Health: NIOSH manual of analytical methods (DHHS/NIOSH Publication No.84-100). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1984).
2) RA.Dommer, RG.Melcher: Phase equilibrium method for the determination of desorption efficiencies. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 39:240-246 (1978).
3) 岡本雅典, 鈴木義一郎, 杉山高一: 基本統計学. 東京: 実教出版, p.123-126 (1977)
4) 日本産業衛生学会. 許容濃度の勧告. 産業衛生学雑誌 37:259-282 (1995).
5) 福田純子, 泉 貫, 村田和広, 杉本寛治. 有機則に定められた生物学的モニタリング対象 8 溶剤の使用状況について. 産業医学 33:124 (1991).
6) 日本規格協会: 統計数値表. 東京: 日本規格協会, p.2-4 (1972).
7) National Institute for Occupational Safety and Health: Occupational exposure sampling strategy manual. (DHEW/NIOSH Publication No.77-173). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).

Table 3.23 15-minTWAs of exposure concentrations in the cases 100 and 101

Series No.	Case No.		Series No.	Case No.	
	100	101		100	101
1st	98.1	136.0	17th	32.8	63.4
2nd	579.6	99.9	18th	54.3	105.8
3rd	322.1	71.3	19th	320.1	185.5
4th	133.2	48.2	20th	677.9	147.2
5th	11.9	56.0	21th	323.6	48.0
6th	63.6	100.7	22th	66.8	44.6
7th	13.2	73.8	23th	32.3	20.5
8th	46.3	44.5	24th	21.4	31.4
9th	11.8	138.9	25th	20.2	7.0
10th	224.6	101.3	26th	5.4	24.1
11th	199.7	18.2	27th	51.9	18.3
12th	83.8	37.8	28th	41.2	6.9
13th	28.5	28.0	29th	16.8	17.8
14th	37.8	38.8	30th	33.3	22.2
15th	57.2	89.6	31th	51.8	
16th	241.0	91.0			

第4章 短時間曝露濃度の評価法

4.1 はじめに

第1章で述べたように、短時間の高濃度曝露による健康障害を予防するために、日本産業衛生学会¹⁾および米国産業衛生官会議（ACGIH）²⁾は、15-min TWA が超えてはならない基準を定めている。また、米国労働安全衛生局（OSHA）³⁾は 15-min TWA の基準のほかに、物質によっては 30-min TWA の基準も定めている。第3章で明らかにしたように、平均化時間が 7.5 分間から 60 分間の範囲で短時間曝露濃度の日内分布は近似的に対数正規分布に従う。本章では、この仮定に基づき、労働者の有害物への曝露状態がこれら短時間曝露濃度の基準を満たしているか、あるいは逆に基準に違反しているか、についての評価法を提案する。このような評価法は分布の高濃度側の代表値を基準値と比較する方法であり、工業製品の品質管理などに用いられている方法⁴⁾と類似している。Tuggle⁵⁾は、曝露濃度分布の 90 パーセンタイル、95 パーセンタイルあるいは 99 パーセンタイルと基準値を比較する評価法を提案しているが、この章ではこの方法を改変することにより短時間曝露濃度の評価法を導く。まず最初に 15-min TWA の評価法について詳しく検討し、次いで 30-min TWA および 60-min TWA の評価法についても簡単にふれることにする。

4.2 15 分間平均値の評価法

4.2.1 測定時間帯の選択と評価法

全勤務時間（8 時間）を 15 分間づつに区分けすると、32 個の時間帯に分けられる。第3章の第1節で実施したように、これらすべての 15 分間の曝露濃度を測定すれば、その中の最高値と基準値を単に比較すれば短時間曝露濃度の評価を行なうことができる。しかし、このような連続測定は労力と資金の面から考えると、日常的に実施するのは困難である。そこで、勤務時間の中からいくつかの時間帯を適当な方法で選択して 15-min TWA を測定し、それらの測定結果を用いて測定していない時間帯をも含めた曝露状況の評価を行なうことが必要となる。その場合、測定時間帯の選択方法の違いによって評価法も異なってくる。測定時間帯の選択方法は大きく 2 つに分けられる。ひとつは 32 個の時間帯の中からランダムに、あるいは等間隔に（たとえば 1 時間ごとに）選択する方法である⁶⁾。この方法を用いるのは、対象労働者が全勤務時間にわたり有害物を取り扱っており、どの時間帯の曝露濃度が高くなるか予想できない場合や、あるいは高濃度曝露を受ける作業が予想できるが、その頻度が多く、どの時間帯を選択してもそのような作業がほぼ含まれているような場合である。もうひとつは、高濃度曝露を受ける作業を含む時間帯を選択して何回か測定する方法である。この方法を用いるのは、高濃度曝露を受ける作業が予想でき、かつ、その頻度が少ないためランダムに時間帯を選択したのではその作業が含まれないことが多い場合である。以下では、これら 2 つの場合に応じた評価法について考える。

4.2.2 全勤務時間から測定時間帯をランダムに選択した場合の評価法

4.2.2.1 基準値と比較すべき値

まず、何を基準値（以下、PEL(15m)と略記する）と比較するのかを明らかにする必要がある。PEL(15m)は 1 日のうちのどの 15-min TWA（C(15m)）も超えてはならない値である

から、結局、基準値と比較すべき値は C(15m)の最高値（以下、C(15m,max)と略記する）である。上記のように、全勤務時間（8 時間）の間に C(15m)は 32 個ある。ここで、C(15m)を小さい順に並べた時、j 番目のものを C(15m,j)とすると、C(15m,j)の累積度数は (j-0.5)x100/32（%）で示される。したがって、C(15m,max)は曝露濃度分布の 98.44 パーセンタイルに相当する。C(15m)は幾何平均値 $\mu_g(15m)$ および幾何標準偏差 $\sigma_g(15m)$ の対数正規分布に近似的に従うので、C(15m,max)は次式で示すことができる⁷⁾。

$$\ln C(15m, \max) = \ln \mu_g(15m) + 2.154 \ln \sigma_g(15m) \quad (4.1)$$

したがって、式 4.1 の右辺と $\ln \text{PEL}(15m)$ の大小を比較することにより評価を行なうことができる。すなわち、諾否の判断は次の不等式で示される。

$$\ln \mu_g(15m) + 2.154 \ln \sigma_g(15m) \leq \ln \text{PEL}(15m) \quad \text{「諾」} \quad (4.2)$$

$$\ln \mu_g(15m) + 2.154 \ln \sigma_g(15m) > \ln \text{PEL}(15m) \quad \text{「否」} \quad (4.3)$$

ここで、 $\mu_g(15m)$ および $\sigma_g(15m)$ は母集団のパラメータであるが、この値はわかっていない。このため、標本から算出されたパラメータから式 4.2 が成り立つのか、あるいは式 4.3 が成り立つのか判断しなければならない。

4.2.2.2 C(15m,max)の評価法

全勤務時間の中から n 個の測定時間帯をランダムに選択して C(15m)を測定し、測定値より標本幾何平均値 ($m_g(15m)$) および標本幾何標準偏差 ($s_g(15m)$) を算出する（式 3.26 および 3.27）。この時、 $(\ln \mu_g(15m) - \ln m_g(15m)) / \sqrt{n} / \ln \sigma_g(15m)$ は標準正規分布に、また、 $(n-1) \ln^2 s_g(15m) / \ln^2 \sigma_g(15m)$ は自由度 (n-1) の χ^2 -分布に従う⁸⁾。したがって、

$$\begin{aligned} & \left(\frac{\ln \mu_g(15m) - \ln m_g(15m)}{\ln \sigma_g(15m) / \sqrt{n}} + \delta \right) \left(\frac{(\sqrt{n-1} \ln s_g(15m))}{\ln \sigma_g(15m)} / \sqrt{n-1} \right) \\ &= \frac{\sqrt{n} (\ln \mu_g(15m) + \frac{\delta}{\sqrt{n}} \ln \sigma_g(15m)) - \sqrt{n} \ln m_g(15m)}{\ln s_g(15m)} \end{aligned}$$

は自由度 (n-1)、非心度 δ の非心 t-分布に従う⁹⁾。

(1) 第1曝露水準

自由度 (n-1)、非心度 δ の非心 t-分布の 95 パーセンタイルを $t_{95}(n-1, \delta)$ とすると、95% の確率で

$$\frac{\sqrt{n} (\ln \mu_g(15m) + \frac{\delta}{\sqrt{n}} \ln \sigma_g(15m)) - \sqrt{n} \ln m_g(15m)}{\ln s_g(15m)} \leq t_{95}(n-1, \delta)$$

が成り立つ。よって

$$\ln \mu_g(15m) + \frac{\delta}{\sqrt{n}} \ln \sigma_g(15m) \leq \ln m_g(15m) + \frac{t_{95}(n-1, \delta)}{\sqrt{n}} \ln s_g(15m)$$

となる。ここで $\delta = 2.154 \sqrt{n}$ とおくと、左辺は式 4.1 の右辺と等しくなり、したがってそれは $\ln C(15m, \max)$ である。もし、

$$\ln m_g(15m) + \frac{t_{95}(n-1, 2.154 \sqrt{n})}{\sqrt{n}} \ln s_g(15m) = \ln \text{PEL} \quad (4.4)$$

が成り立てば、危険率 5% で不等式 4.2 が成り立つ。つまり、曝露状況は信頼水準 95% で

「諾」と判定できる。ここで、 $K_I(15m)=t_{95}(n-1, 2.154\sqrt{n})/\sqrt{n}$ とし、「第1曝露水準」と呼ぶこととする。

統計量 $K(15m)$ を次式で定義すると

$$K(15m) = (\ln PEL(15m) - \ln m_g(15m)) / \ln s_g(15m) \quad (4.5)$$

式(4.4)は次のようになる。

$$K(15m) = K_I(15m) \quad (4.6)$$

したがって、統計量 K と第1曝露水準 $K_I(15m)$ を比較することにより、不等式 4.2 の成立の有無を判定できることになる。

(2) 第3曝露水準

自由度 $(n-1)$ 、非心度 δ の非心 t -分布の 5 パーセントイルを $t_5(n-1, \delta)$ とする。そして、 $K_{III}(15m)=t_5(n-1, 2.154\sqrt{n})/\sqrt{n}$ とし、「第3曝露水準」と呼ぶ。(1)と同様の考察から

$$K(15m) = K_{III}(15m) \quad (4.7)$$

が成り立てば、危険率 5% で不等式 4.3 が成り立つ。つまり、曝露状況は信頼水準 95% で「否」と判定できる。

(3) 第2曝露水準

第1曝露水準および第3曝露水準は、それぞれ不等式 4.2 および 4.3 が信頼水準 95% で成り立つか、否かを判断するための指標である。このように信頼水準 95% で判定しようとすると、どちらにも判定できない場合、すなわち「判断保留」となることが多い。曝露濃度の評価の目的は、有害物に曝露される労働者の健康障害を予防することであるから、基準に違反している確率が 50% を超える場合には何らかの対策を考えることが必要であろう。したがって、信頼水準 50% の判定を追加しよう。

自由度 $(n-1)$ 、非心度 δ の非心 t -分布の 50 パーセントイルを $t_{50}(n-1, \delta)$ とする。そして、 $K_{II}(15m)=t_{50}(n-1, 2.154\sqrt{n})/\sqrt{n}$ とし、「第2曝露水準」と呼ぶ。(1)と同様の考察から

$$K(15m) = K_{II}(15m) \quad (4.8)$$

が成り立てば、信頼水準 50% で不等式 4.2 が成り立つ。逆に、信頼水準 50% で不等式 4.3 が成り立つとも言える。

$n=3\sim 20$ の時の $K_I(15m)$ 、 $K_{II}(15m)$ および $K_{III}(15m)$ を算出し、Table 4.1 および Figure 4.1 に示した。なお、非心 t 分布の各パーセントイルは、Resnikoff ら¹⁰⁾の表から 6 点 Lagrange 内挿法¹¹⁾を用いて算出した。これにより測定値から統計量 $K(15m)$ を算出し、 $K_I(15m)$ 、 $K_{II}(15m)$ および $K_{III}(15m)$ と比較すれば、短時間の高濃度曝露状態を評価することができる。曝露状態は 3 つの曝露水準により 4 つに区分される。各曝露区分の統計学的意味については Table 4.2 にまとめた。

4.2.2.3 評価の手順とその例

実際の評価の手順は以下のようである。

- 1) 対象労働者および調査日を決定する。
- 2) 測定回数（3 回以上）を決定し、測定時間帯をランダムに、あるいは等間隔に選択する。

3) 選択された時間帯の $C(15m)$ を測定する。

4) 測定値の中でひとつでも $PEL(15m)$ を超えていれば第1曝露区分となり、いずれも超えていない場合に次に進む。

5) 測定値より $m_g(15m)$ および $s_g(15m)$ を算出し、それらの値を式 4.5 に代入して統計量 $K(15m)$ を求める。

6) $K(15m)$ を Table 4.1 の $K_I(15m)$ 、 $K_{II}(15m)$ および $K_{III}(15m)$ と比較して曝露区分を決定する。

Example 4.1

第3章の第4節で調査した FRP 労働者 (Table 3.21, Case No. 63) のスチレン曝露濃度に適用してみる。スチレンの $C(15m)$ は、62.4、16.6、43.0、29.8、1.2ppm であった。これらの値より $m_g(15m)=17.5$ (ppm) および $s_g(15m)=4.77$ が算出される。ACGIH²⁾ ではスチレンの $PEL(15m)$ として 100ppm を設定している。したがって統計量 $K(15m)=1.116$ となり、Table 4.1 の $n=5$ の曝露水準と比較すると、 $K(15m) < K_{III}(15m)$ であるので、第1曝露区分となる。

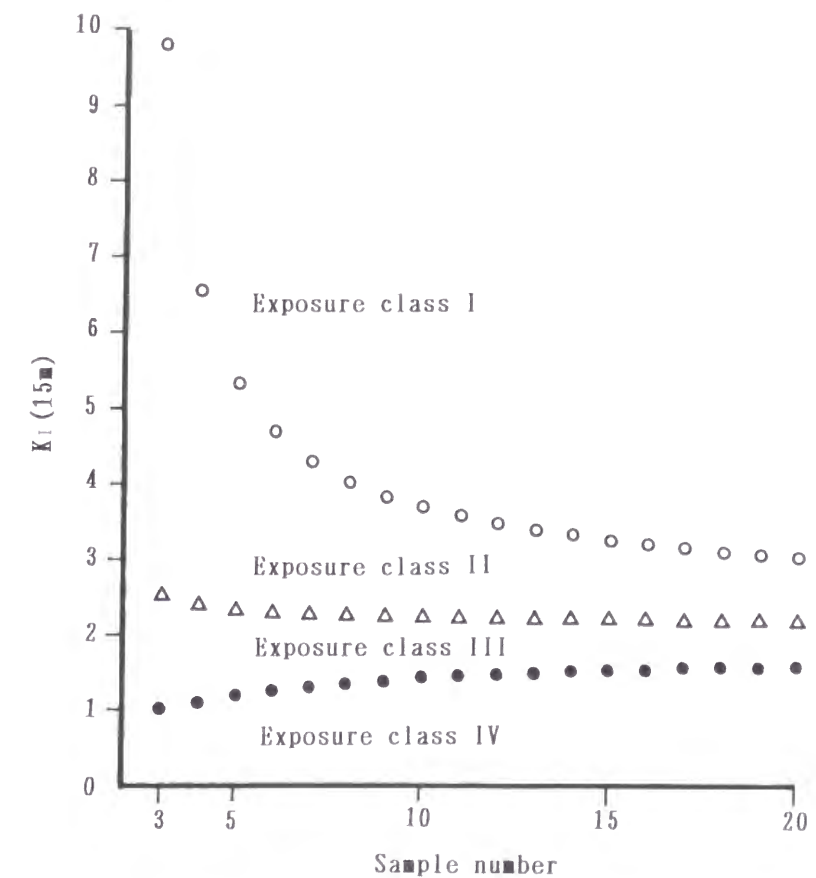


Figure 4.1 Exposure levels and exposure classes for evaluating 15-min TWA of exposure concentration
○: $K_I(15m)$, △: $K_{II}(15m)$, ●: $K_{III}(15m)$

Table 4.1 Exposure levels for evaluating 15-min TWA of exposure concentration

<i>n</i>	<i>K_I</i> (15m)	<i>K_{II}</i> (15m)	<i>K_{III}</i> (15m)	<i>n</i>	<i>K_I</i> (15m)	<i>K_{II}</i> (15m)	<i>K_{III}</i> (15m)
3	9.813	2.556	1.012	12	3.489	2.217	1.478
4	6.557	2.405	1.123	13	3.407	2.211	1.500
5	5.348	2.337	1.205	14	3.337	2.207	1.519
6	4.716	2.297	1.268	15	3.277	2.203	1.536
7	4.324	2.272	1.318	16	3.224	2.200	1.553
8	4.056	2.255	1.361	17	3.178	2.197	1.568
9	3.859	2.241	1.396	18	3.136	2.194	1.580
10	3.707	2.231	1.427	19	3.099	2.192	1.593
11	3.588	2.223	1.454	20	3.066	2.190	1.606

n: Number of samples

Table 4.3 Exposure levels for evaluating 15-min TWA of exposure concentration

<i>N</i>	<i>n</i>	<i>K</i> I(15m)	<i>K</i> II(15m)	<i>K</i> III(15m)	<i>N</i>	<i>n</i>	<i>K</i> I(15m)	<i>K</i> II(15m)	<i>K</i> III(15m)	<i>N</i>	<i>n</i>	<i>K</i> I(15m)	<i>K</i> II(15m)	<i>K</i> III(15m)	
6	3	6.571	1.621	0.425	14	3	8.320	2.130	0.759	18	3	8.794	2.265	0.842	
	4	4.434	1.533	0.531		4	5.580	2.008	0.865		4	5.889	2.135	0.949	
	5	3.627	1.493	0.605		5	4.554	1.952	0.941		5	4.805	2.075	1.026	
7	3	6.908	1.721	0.495	6	4.018	1.920	0.999	6	4.740	2.040	1.086			
	4	4.656	1.626	0.599		7	3.684	1.900		1.047	7	3.886	2.018	1.134	
	5	3.807	1.582	0.673		8	3.455	1.885		1.085	8	3.645	2.003	1.174	
	6	3.358	1.558	0.730		9	3.286	1.874		1.118	9	3.468	1.991	1.207	
8	3	7.193	1.804	0.551	10	3.156	1.866	1.147	10	3.331	1.982	1.237			
	4	4.843	1.705	0.655		11	3.053	1.859		1.171	11	3.222	1.975	1.262	
	5	3.958	1.658	0.729		12	2.968	1.854		1.193	12	3.133	1.969	1.284	
	6	3.491	1.632	0.786		13	2.897	1.849		1.212	13	3.059	1.965	1.305	
	7	3.201	1.615	0.830		15	3	8.452		2.168	0.783	14	2.996	1.961	1.323
9	3	7.439	1.876	0.598	4		5.666	2.043	0.888	15	2.941	1.957	1.339		
	4	5.004	1.771	0.703	5		4.624	1.986	0.965	16	2.893	1.955	1.354		
	5	4.088	1.723	0.777	6		4.080	1.953	1.024	17	2.851	1.952	1.369		
	6	3.606	1.695	0.834	7		3.740	1.933	1.071	19	3	8.893	2.294	0.859	
	7	3.307	1.677	0.879	8	3.508	1.917	1.110	4		5.954	2.161	0.966		
8	3.101	1.664	0.916	9	3.337	1.907	1.143	5	4.858		2.100	1.044			
10	3	7.655	1.938	0.639	10	3.204	1.898	1.172	6		4.286	2.065	1.104		
	4	5.145	1.830	0.743	11	3.100	1.891	1.196	7		3.929	2.043	1.152		
	5	4.202	1.779	0.818	12	3.014	1.886	1.218	8	3.685	2.027	1.192			
	6	3.707	1.751	0.875	13	2.942	1.882	1.238	9	3.506	2.015	1.226			
	7	3.399	1.732	0.921	14	2.881	1.878	1.257	10	3.367	2.006	1.256			
8	3.188	1.718	0.958	16	3	8.574	2.203	0.804	11	3.258	1.999	1.281			
	9	3.031	1.709		0.989	4	5.745	2.076	0.910	12	3.168	1.994	1.303		
	11	3	7.848		1.994	0.674	5	4.688	2.018	0.987	13	3.093	1.989	1.324	
		4	5.271		1.882	0.779	6	4.137	1.984	1.046	14	3.029	1.985	1.343	
		5	4.304		1.829	0.854	7	3.792	1.963	1.094	15	2.974	1.981	1.359	
6		3.797	1.800	0.911	8	3.557	1.948	1.132	16	2.926	1.979	1.374			
7		3.481	1.781	0.957	9	3.384	1.937	1.166	17	2.883	1.976	1.388			
8	3.265	1.766	0.995	10	3.250	1.928	1.195	18	2.845	1.974	1.400				
	9	3.105	1.757	1.027	11	3.144	1.921		1.220	20	3	8.986	2.320	0.875	
	10	2.982	1.749	1.055	12	3.057	1.916		1.242		4	6.015	2.186	0.982	
	12	3	8.020	2.044	0.706	13	2.984		1.911		1.262	5	4.908	2.124	1.061
		4	5.384	1.928	0.811	14	2.922		1.907		1.280	6	4.330	2.089	1.121
5		4.395	1.874	0.886	15	2.869	1.904	1.296	7		3.969	2.066	1.169		
6		3.878	1.844	0.944	17	3	8.688	2.235	0.824	8	3.723	2.050	1.209		
7		3.555	1.824	0.990		4	5.819	2.106	0.930	9	3.542	2.038	1.244		
8	3.334	1.810	1.028	5		4.749	2.047	1.007	10	3.402	2.029	1.273			
9	3.171	1.800	1.060	6		4.190	2.013	1.067	11	3.291	2.022	1.299			
10	3.045	1.792	1.089	7		3.841	1.992	1.115	12	3.201	2.016	1.321			
10	2.945	1.785	1.112	8	3.603	1.976	1.154	13	3.125	2.012	1.342				
	3	8.177	2.089	0.734	9	3.427	1.965	1.187	14	3.060	2.007	1.361			
	4	5.486	1.970	0.839	10	3.291	1.956	1.217	15	3.005	2.004	1.377			
	5	4.478	1.915	0.915	11	3.184	1.949	1.241	16	2.956	2.001	1.392			
	6	3.951	1.884	0.973	12	3.096	1.944	1.264	17	2.913	1.998	1.407			
7	3.622	1.864	1.020	13	3.023	1.939	1.284	18	2.875	1.996	1.419				
	8	3.397	1.849	1.058	14	2.960	1.935	1.303	19	2.840	1.994	1.431			
	9	3.231	1.839	1.090	15	2.906	1.932	1.318							
	10	3.103	1.831	1.119	16	2.859	1.929	1.334							
	11	3.001	1.824	1.143											
12	2.918	1.819	1.165												

実際の作業手順は次のようである。

- 1) 高濃度曝露を受ける作業を含む時間帯の回数を調査する。
- 2) 測定回数（3回以上）を決定し、測定時間帯を高濃度曝露の時間帯の中からランダムに選択する。
- 3) 選択された時間帯の $C(15m)$ を測定する。
- 4) 測定値の中でひとつでも $PEL(15m)$ を超えていれば第1曝露区分となり、いずれも超えていない場合に次に進む。
- 5) 測定値より $m_g(15m)$ および $s_g(15m)$ を算出し、それらの値を式 4.5 に代入して統計量 $K(15m)$ を求める。
- 6) $K(15m)$ を Table 4.3 の作業回数および測定回数に応じた $K_I(15m)$ 、 $K_{II}(15m)$ および $K_{III}(15m)$ と比較して曝露区分を決定する。

なお、作業回数が5回以下の場合は、すべての作業について曝露濃度を測定することは容易であるので、その中の最高値と $PEL(15m)$ を比較すればよい。また、作業回数が21回を超える場合には、測定時間帯をランダムに選択してもその中のいくつかは対象作業を含むと考えられるので、4.2.2 に示す評価法が使用できる。

4. 3 30 分間平均値および 60 分間平均値の評価法

次に、30-min TWA および 60-min TWA の最高値の評価法を示す。まず、全勤務時間からランダムに、あるいは等間隔に測定時間帯を選択した場合であるが、勤務時間の間に $C(30m)$ は 16 個、また $C(60m)$ は 8 個あるので、 $C(30m)$ の最高値 ($C(30m,max)$) および $C(60m)$ の最高値 ($C(60m,max)$) は次式で示される。

$$\ln C(30m,max) = \ln \mu_g(30m) + 1.534 \ln \sigma_g(30m) \quad (4.10)$$

$$\ln C(60m,max) = \ln \mu_g(60m) + 1.863 \ln \sigma_g(60m) \quad (4.11)$$

これらの式は 4.2.3 の作業回数が 8 回および 16 回の場合とまったく同じであり、結局、Table 4.3 の作業回数 8 回および 16 回の K_I 、 K_{II} および K_{III} がそのまま判定に使用できる。また、高濃度曝露の時間帯のみを測定時間帯に選んだ場合は、4.2.3 とまったく同様の方法が使用できる。

4. 4 考察

4.4.1 評価法の有用性

4.2.2 で提案した短時間曝露濃度の評価法は、有害物を取り扱う作業が連続的な場合や、断続的でも頻度が多い場合で、どの時間帯がもっとも曝露濃度が高くなるか正確に予測できないケースに適用される。産業現場では、このようなケースはよく見られるので、この評価法は有用と言えよう。この評価法を用いる場合、測定時間帯は全勤務時間の中からランダムに選択するのが望ましいが、次善の方法として一定間隔ごとに選択することもできる。ただし、この場合は自己相関の影響を避けるため、 $C(15m)$ のサンプル数が少ない場合には、測定間隔（ひとつのサンプルの測定開始時刻から次のサンプルの開始時刻までの時間）を 45 分間以上あけることが必要である。

有害物を取り扱っている時間帯の曝露濃度は、取り扱っていない時間帯より高くなるこ

とが予想される。短時間の高濃度曝露を評価することが目的であるから、有害物を取り扱う時間帯を選んで曝露濃度を測定する方法も考えられる。たとえば、反応釜に 1 日に 2、3 回だけ原料を投入し、この時に曝露濃度が高くなることが明らかな場合には、この時に曝露濃度を測定して基準値と直接比較すればよい。しかし、そのような作業が 1 日に何回もあれば、すべてを測定することは困難となる。このような場合には、4.2.3 で示した評価法が有用であろう。

4.4.2 各曝露区分の意味

労働者の曝露状態は、3つの曝露水準により 4つの曝露区分に分類される。各曝露区分の意味については Table 4.2 にまとめたが簡単にふれておく。

第1曝露区分は、基準を満足している ($C(15m,max) \leq PEL(15m)$) 確率が 95%以上であり、良好な曝露状態と言えよう。第2曝露区分は、基準を満足している確率が 50~95%であり、良好な状態である可能性が高い。第3曝露区分は、逆に基準に違反している ($C(15m,max) > PEL(15m)$) 確率が 50~95%であり、再調査、あるいは環境改善に向けた対策が必要とされる。第4曝露区分は、基準に違反している確率が 95%以上であり、早急に曝露状態を改善しなければならない。

4.4.3 本評価法の限界

本章で提案した評価法は、短時間曝露濃度の日内分布が対数正規型と仮定している。そして 1 日のうちに短時間曝露濃度を 3 回以上測定して統計量 $K(15m)$ を求め、 $K_I(15m)$ 、 $K_{II}(15m)$ および $K_{III}(15m)$ と比較して曝露区分を決定する。したがって、評価しているのは測定した日の短時間の高濃度曝露であり、測定していない日の短時間曝露濃度の評価は含まれていない。第5章で示すように、1日平均曝露濃度は日によって大きく変動しており、したがって短時間曝露濃度の最高値も日々大きく変化していると予想される。このような日間変動も含めて短時間曝露濃度の評価を行なうことができれば理想的であるが、それは今後の課題としたい。

4. 5 結論

本章では、短時間の高濃度曝露を評価する方法を、2つに分けて提案した。ひとつは高濃度になる時間帯が正確に予測できない場合であり、全勤務時間の中から 3 回以上の測定時間帯をランダムに選択して曝露濃度を測定し、測定していない時間帯も含めて短時間の高濃度曝露を評価する方法である。もうひとつは、高濃度曝露を受ける時間帯が予測できる場合であり、それらの中から 3 回以上の時間帯を選択して曝露濃度を測定し、短時間の高濃度曝露を評価する方法である。これら 2つの評価法を用いれば、ほぼあらゆるケースに対応することができよう。

文献 4

- 1) 日本産業衛生学会. 許容濃度の勧告. 産業衛生学雑誌 37:259-282 (1995).
- 2) American Conference of Governmental Industrial Hygienist: Threshold limit values for chemical substances and physical agents and biological exposure indices for 1994-1995. Cincinnati, Ohio: ACGIH (1994).
- 3) 車谷典男, 熊谷信二, 天明佳臣編訳: アスベストの人体への影響. 東京: 中央洋書出版部, p.149 (1990).
- 4) GJ.Lieberman: Tables for one-sided statistical tolerance limits. Ind.Qual.Control.April. pp.7-9 (1958).
- 5) RM.Tuggle: Assessment of occupational exposure using one-sided tolerance limits. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 43:338-346 (1982).
- 6) National Institute for Occupational Safety and Health: Occupational exposure sampling strategy manual. (DHEW/NIOSH Publication No.77-173). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).
- 7) 日本規格協会: 統計数値表. 東京: 日本規格協会, p.2-4 (1972).
- 8) 岡本雅典, 鈴木義一郎, 杉山高一: 基本統計学. 東京: 実教出版, p.76-82 (1977)
- 9) NL.Johnson, BL.Welch: Applications of non-central t-distribution. Biometrika. 31:362-389 (1940).
- 10) GJ.Resnikoff, GJ.Lieberman: Tables of the non-central t-distribution. Stanford CA: Stanford University Press (1957)
- 11) 数学ハンドブック編集委員会編: 数学ハンドブック (第4版). 東京: 丸善 p.329-330 (1980)

第5章 1日平均曝露濃度の日間変動の性質とその大きさ

第3章および第4章では短時間曝露濃度の日内変動の性質を明らかにし、その評価法を提案してきた。第5章および第6章では、1日平均曝露濃度(8-h TWA = $C(8h)$)の日間変動について検討する。まず、本章の第1節では $C(8h)$ の分布型および自己相関を、そして第2節では産業現場一般での $C(8h)$ の変動の大きさを明らかにし、第6章ではそれらの結果をふまえて $C(8h)$ の評価法を提案する。

第1節 1日平均曝露濃度の分布型および自己相関

5.1 はじめに

評価法にはパラメトリック法とノンパラメトリック法があるが、パラメトリック法を用いる方が効率的であり¹⁾、そのためには分布型を仮定する必要がある。産業現場における $C(8h)$ の日間分布に関してはわずかの研究が行なわれているにすぎない。Rappaport²⁾は、Cope ら³⁾が連続6週間にわたって調査したアルキル鉛製造労働者6名の無機鉛曝露濃度の日間分布を Lilliefors 検定を用いて検討し、対数正規仮説が棄却されたのは6名中1名のみであったと述べている。また、Waters ら⁴⁾は、Lindstedt ら⁵⁾が連続8週間にわたって調査したクロルアルカリ製造労働者16名の水銀曝露濃度の日間分布を Shapiro-Wilk W -検定を用いて検討しているが、対数正規仮説が棄却されたのは4名であった。このように $C(8h)$ の日間分布は対数正規型であるという仮定は産業現場のデータにより支持されているが、評価法の基礎とするためにはさらに例数を増やして確認する必要がある。そこで、本節では、有機溶剤曝露労働者について $C(8h)$ を長期間測定し、その分布の検討を行う。

また、同じデータを用い、1日平均曝露濃度の自己相関の大きさを明らかにするが、それは第2節とも関連している。すなわち、第2節では、実際の産業現場における $C(8h)$ の変動の大きさを調査する予定であるが、サンプルを採取する間隔をいくらにするべきかというサンプリング計画に自己相関が影響する⁶⁾。もし、連続した2日間の $C(8h)$ に相関があれば、連続測定はさけるべきであるが、その指針をこの章で明らかにしたい。

5.2 方法

5.2.1 対象労働者および測定期間

対象労働者5名の作業内容および取り扱い有機溶剤を Table 5.1 に示す。労働者 I および II は超硬合金製造に従事しており、メタル粉末をアセトンおよびノルマルヘキサン中で混合するため、これらの溶剤の曝露を受けていた。労働者 III は配電盤や機械の操作盤等の吹き付け塗装を行っており、塗料およびシンナーに含まれるトルエンおよびキシレンに曝露されていた。労働者 IV および V は塗装の前処理として汚れをシンナーで拭き取っており、シンナー内のトルエンに曝露されていた。これらの労働者の有機溶剤曝露濃度の1日平均値($C(8h)$)を連続5~6週間にわたり測定した。5名中3名は2つの有害物に同時に曝露されていたが、2つの物質が別々の工程で使用されていたり、あるいは混合比が変動したりしていたため、曝露濃度の変動パターンは異なっていた。したがって、計8ケースを解析対象とした。

Table 5.1 Jobs, chemicals and numbers of 8-h TWA samples for five workers

Worker	Job	Chemical	Number of samples
I(A)	Drying solvent	Acetone	25
I(H)		n-Hexane	25
II(A)	Drying solvent	Acetone	24
II(H)		n-Hexane	24
III(T)	Painting	Toluene	29
III(X)		Xylene	29
IV	Removing stains	Toluene	30
V	Removing stains	Toluene	31

Table 5.2 Gas chromatograph parameters used for organic solvents analysis

	Acetone, n-Hexane	Toluene, Xylene
Column	CBP-5 (Shimadzu) 0.33mm I.D. x 25m	CBP-20 (Shimadzu) 0.33mm I.D. x 25m
Carrier	Nitrogen	Nitrogen
flow rate	19 cm/sec	16 cm/sec
Temperatures		
injector	170° C	150° C
detector	170° C	150° C
oven	50° C	55° C
Split rate	1/20	1/50
Detector	Flame ionization detector	Flame ionization detector
Injection volume	1μl	1μl

5.2.2 曝露濃度の測定

5.2.2.1 アセトンおよびノルマンヘキサン曝露濃度

活性炭管（DuPont 製 Large CT、第1層 400mg、第2層 200mg、午前・午後各1本づつ）を労働者の襟に装着し、携帯用ポンプ（DuPont 製 AP200、同 ALPHA2）を用いて 50ml/min で全勤務時間にわたり吸引し、有機溶剤を捕集した。捕集後、活性炭をバイアルビンに移し、二硫化炭素 8ml を加え1時間振とうし有機溶剤を脱着した。そして、脱着液 1μl をガスクロマトグラフ（島津製 6A）に注入し有機溶剤濃度を測定した。分析条件は Table 5.2 に示す。脱着率は直接添加法⁷⁾により求めた。ノルマルヘキサンの脱着率は 100% であり、測定値の補正は行なわなかった。アセトンの脱着率は 94% であり、この値で測定値の補正を行なった。

5.2.2.2 トルエンおよびキシレン曝露濃度

拡散式サンプラー（DuPont 製 Pro-Tek AA：活性炭フェルト 300mg）を労働者の襟に装着し、全勤務時間にわたり有機溶剤を捕集した。捕集後、活性炭フェルトをバイアルビンに移し、二硫化炭素 6ml を加え1時間振とうし有機溶剤を脱着した。そして、脱着液 1μl をガスクロマトグラフ（島津製 6A）に注入し有機溶剤濃度を測定した。分析条件は Table 5.2 に示す。脱着率は直接添加法⁷⁾により求めた。トルエンおよびキシレンの脱着率はいずれも 100% であり、測定値の補正は行なわなかった。

5.2.3 1日平均曝露濃度の分布型の検討

5.2.3.1 正規分布仮説と対数正規分布仮説の検討

分布型の検討方法は第3章の第1節と同じである。すなわち、8 ケースについて Shapiro-Wilk *W*-検定⁸⁾を用い、以下の2つの仮説の適合度を検討した。

- 1) *C*(8h)の分布は正規型である。
- 2) *C*(8h)の分布は対数正規型である。

有意水準は 1 % とした。さらに、適合の様子を見るため、正規確率紙上に *C*(8h) およびその対数変換値をプロットした。

5.2.3.2 対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説の検討

Kolmogorov-Smirnov 検定⁹⁾を用い、以下の2つの仮説の適合度を検討した。

- 1) *C*(8h)の分布は対数正規型である。
- 2) *C*(8h)の分布は逆ガウス型¹⁰⁻¹²⁾である。

Shapiro-Wilk *W*-検定は正規性の検討のためのテストであるのに対して、Kolmogorov-Smirnov 検定はあらゆる分布の検討のためのテストであり、Shapiro-Wilk *W*-検定に比較して検定力が弱い⁸⁾。このため有意水準は 5 % とした。さらに、*C*(8h)のサンプル累積度数を横軸、*C*(8h)の推定分布関数から算出した累積度数を縦軸としてプロットし、適合の様子を見た。なお、推定分布関数は、データより求めたパラメータを用い確率密度関数をコンピュータにより数値積分して求めた。

5.2.4 1日平均曝露濃度の自己相関の検討

第3章の第2節で示したように、*C*(8h)の自己相関の強さは次式の自己相関係数により表わされる⁶⁾。

$$\rho(8h, \Delta t) = \text{Cov}[C(8h, t), C(8h, t + \Delta t)] / \text{Var}[C(8h)]$$

C(8h)の時系列における、 $\Delta t = d$ (day)での標本自己相関係数を *r*(8h, *d*)と略記し、次のようにして算出した¹³⁾。まず、 $\Delta t = d$ での *C*(8h)の共分散を次式で求めた。

$$\begin{aligned} \text{Cov}[C(8h, i), C(8h, i + d)] \\ = \sum_{i=1}^{n-d} (C(8h, i) - \bar{C}(8h))(C(8h, i + d) - \bar{C}(8h)) a_i a_{i+d} / \sum_{i=1}^{n-d} a_i a_{i+d} \end{aligned} \quad (5.1)$$

ここで、*C*(8h, *i*)は *C*(8h)の *i* 番目の値である。また、*C*(8h, *i*)が欠損値の場合は *a_i*=0、*C*(8h, *i*)が測定されていれば *a_i*=1 である。 $\bar{C}(8h)$ は *C*(8h)の算術平均値である。次いで、自己相関係数 *r*(8h, *d*)を次式で求めた。

$$r(8h, d) = \text{Cov}[C(8h, i), C(8h, i + d)] / \text{Var}[C(8h)] \quad (5.2)$$

5. 3 結果

5.3.1 正規分布仮説と対数正規分布仮説

C(8h)の時系列データを Table 5.3 に、各パラメータを Table 5.4 に示す。8 ケース中、7 ケースで 1 ～ 6 個の *C*(8h)の欠損値が発生したが、*C*(8h)の分布型の検討ではこれらの欠損値は無視した。Shapiro-Wilk *W*-検定の結果を Table 5.5 に示す。*W*-統計値が有意水準値 (Critical value) より小さい場合、仮説が棄却される。正規分布仮説は 4 ケースで棄却されたが、対数正規分布仮説はいずれのケースでも棄却されなかった。

Table 5.3 Time series of 8-h TWAs of exposure concentrations to organic solvents in eight cases

Series No.	Worker							
	I(A)	I(H)	II(A)	II(H)	III(T)	III(X)	IV	V
1	658	15.4	182	37.8	8.2	16.7	13.6	14.2
2	768	11.1	242	51.1	MV	MV	MV	6.2
3	695	16.0	MV	MV	13.1	12.3	11.1	10.9
4	718	22.9	537	97.4	MV	MV	66.9	12.7
5	924	16.3	267	72.7	9.1	14.7	4.9	3.6
6	679	43.8	315	82.1	9.7	8.2	5.8	7.4
7	523	19.4	MV	MV	12.8	31.3	6.9	3.4
8	798	13.6	332	63.4	4.4	9.6	4.9	32.4
9	929	44.7	421	61.5	8.9	8.5	MV	38.4
10	817	50.0	277	61.0	13.4	26.4	2.1	3.4
11	715	22.2	327	56.4	10.1	8.5	MV	15.8
12	586	43.0	423	68.9	9.3	22.6	MV	13.5
13	1015	22.7	456	57.3	10.4	13.5	3.2	9.8
14	605	28.6	317	57.1	8.4	19.1	8.3	2.8
15	838	9.5	269	58.4	21.2	23.7	10.5	22.6
16	775	19.8	304	47.4	9.4	16.6	1.1	1.8
17	698	17.1	392	40.6	28.2	13.0	17.4	23.3
18	656	17.1	383	24.3	7.9	27.4	0.9	6.5
19	882	29.3	322	49.2	10.7	12.5	50.9	23.9
20	MV	MV	MV	MV	8.3	37.7	MV	7.7
21	755	19.2	297	46.5	12.7	13.8	7.8	13.8
22	553	22.1	200	64.2	14.5	15.6	2.6	5.4
23	798	18.3	468	33.6	27.1	17.8	21.9	8.4
24	677	43.5	269	58.2	13.0	17.3	3.1	4.1
25	879	41.2	MV	MV	17.3	14.4	2.9	30.2
26	864	27.4	425	54.5	MV	MV	6.2	11.9
27			561	41.0	7.4	17.7	MV	5.1
28			437	36.0	11.0	11.6	58.3	46.5
29					20.3	10.3	20.4	13.3
30					8.4	10.2	22.4	23.5
31					7.3	24.1	16.6	16.9
32					9.6	9.0	8.7	
33							5.2	
34							58.6	
35							1.9	
36							57.4	

MV: Missing value, Unit: ppm

Table 5.4 Parameters of 8-h TWA distributions for eight cases

Worker	Arithmetic mean	Standard deviation	Geometric mean	Geometric standard deviation	Range	
					Minimum	Maximum
I(A)	752	124	742	1.18	523	1020
I(H)	25.4	12.0	22.9	1.58	9.5	50.0
II(A)	351	99.5	337	1.34	182	561
II(H)	55.0	16.1	52.7	1.36	24.3	97.4
III(T)	12.1	5.7	11.1	1.51	4.4	28.2
III(X)	16.7	7.4	15.3	1.51	8.2	37.7
IV	16.8	20.0	8.7	3.31	0.9	66.9
V	14.2	11.2	10.4	2.30	1.8	46.5

Unit of concentration: ppm

Table 5.5 Examination of normal or lognormal hypothesis for 8-h TWA distribution by the Shapiro-Wilk *W* test

Worker	<i>W</i> statistic		Crit. value
	Normal	Log.	
I(A)	0.987	0.983	0.888
I(H)	0.873*	0.946	0.888
II(A)	0.964	0.973	0.884
II(H)	0.971	0.973	0.884
III(T)	0.817*	0.939	0.898
III(X)	0.899	0.966	0.898
IV	0.717*	0.963	0.900
V	0.873*	0.977	0.902

* : The hypothesis of normality or lognormality is rejected at the 1% significance level.
Crit. value: The critical values for each test reflect 1% significance levels.

各ケースのデータを正規確率紙にプロットのが Figure 5.1 である。労働者 III(T)、III(X)、IV および V の場合、対数変換値は直線的であるが、実測値は凸型となっている。したがって、近似的に対数正規型と言える。労働者 I(A)、II(A)および II(H)の場合、実測値も対数変換値も同程度の直線性であり、正規分布でも対数正規分布でもあてはまる。

5.3.2 対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説

Kolmogorov-Smirnov 検定の結果を Table 5.6 に示す。Kolmogorov-Smirnov 統計値（KS 統計値）が有意水準値（Critical value）より大きい場合、仮説が棄却されるが、両仮説はいずれのケースでも棄却されなかった。

各ケースについて、サンプル累積度数 vs. 推定累積度数図を作製したが、そのうち2ケースを選び Figure 5.2 に示す。両ケースとも、逆ガウス分布仮説に基づく推定累積度数でも、対数正規分布仮説に基づく推定累積度数でもサンプル累積度数とよく一致している。他のケースでも同様であった。

以上の結果より、C(8h)は対数正規分布でも、逆ガウス分布でも扱うことが可能であることがわかった。

5.3.3 1 日平均曝露濃度の自己相関

d=1～5 における自己相関係数 *r*(8h,*d*)を Table 5.7 に示す。第 3 章の第 2 節と同様に、自己相関係数が 0.3～0.5、0.5～0.7、0.7～の場合に、自己相関がそれぞれ「弱い」「中程度」「強い」と言うことにする。

連続する 2 日間の C(8h)間の相関を表わす *r*(8h,1)は、2 ケースで 0.45 および-0.49 と弱い正および負の相関が見られたが、他の 6 ケースでは相関は見られなかった。また、*r*(8h,2)は 1 ケースで 0.43 と弱い自己相関があったが、その他のケースでは自己相関はなかった。*d*=3～5 における *r*(8h,*d*)は-0.24～0.24 の範囲であり、いずれも自己相関はなかった。自己相関係数の全体的な傾向を知るため、8 ケースの自己相関係数の平均値 *r*(8h,*d*)を算出したが（Table 5.7）、*d*=1～5 の範囲で-0.07～0.07 とほぼ 0 であった。

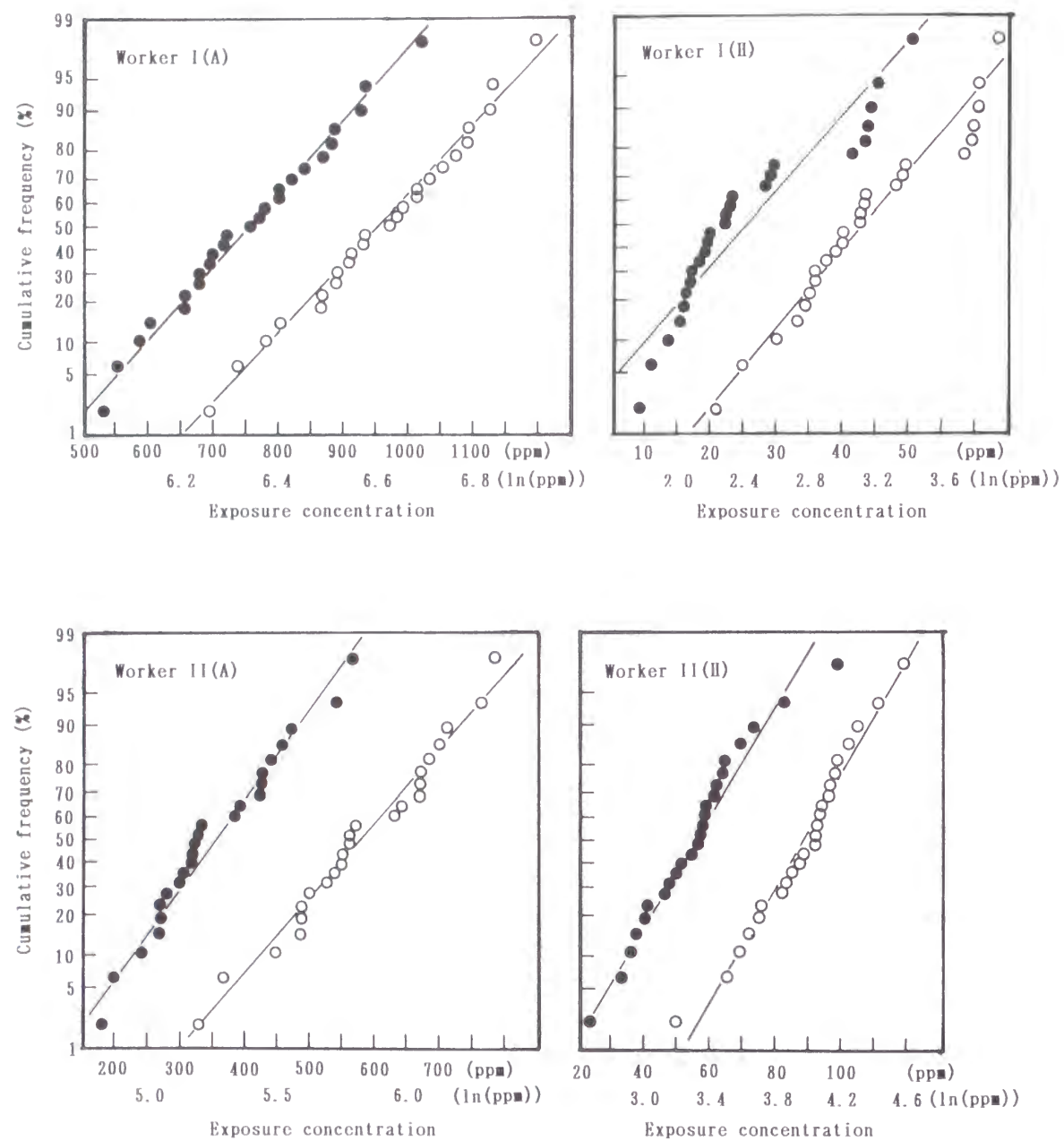


Figure 5.1 Cumulative frequency distributions of 8-h TWAs in the eight cases
 ●: Actual exposure concentration, ○: Logarithm of exposure concentration

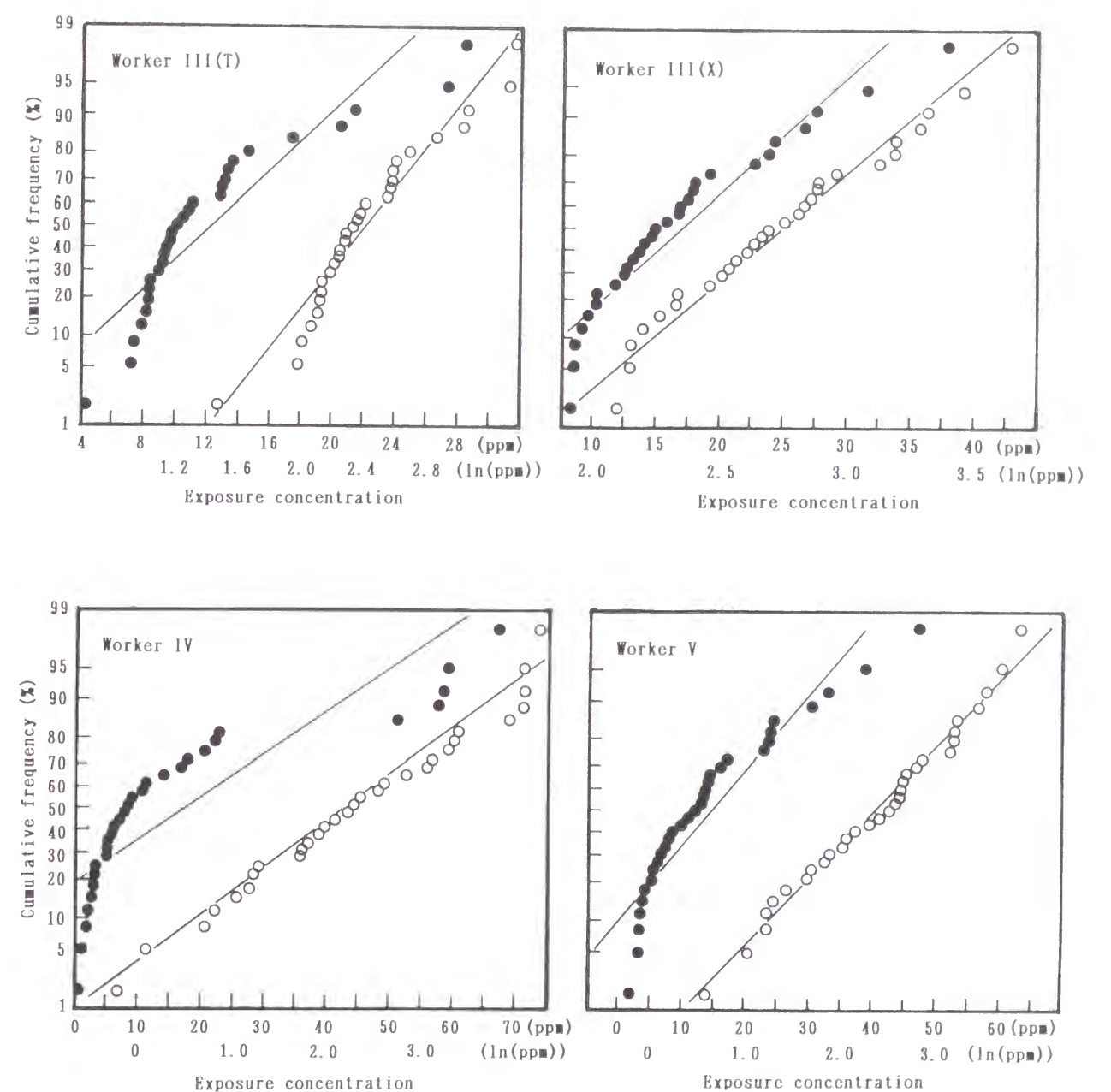


Figure 5.1 (Continue)
 ●: Actual exposure concentration, ○: Logarithm of exposure concentration

Table 5.6 Examination of inverse Gaussian or lognormal hypothesis for 8-h TWA distribution by the Kolmogorov-Smirnov test

Worker	KS Statistic		Crit. value
	I.G.	L.N.	
I(A)	0.059	0.060	0.264
I(H)	0.139	0.141	0.264
II(A)	0.104	0.106	0.269
II(H)	0.091	0.089	0.269
III(T)	0.136	0.133	0.246
III(X)	0.084	0.081	0.246
IV	0.062	0.069	0.242
V	0.069	0.067	0.238

KS :Statistic: Kolmogorov-Smirnov statistic.

I.G.: Inverse Gaussian.

L.N.: Lognormal.

Crit. Value: The critical values for each test reflect 5% significance levels.

Table 5.7 Autocorrelation coefficients in 8-h TWA for eight cases

Worker	$r(8h,1)$	$r(8h,2)$	$r(8h,3)$	$r(8h,4)$	$r(8h,5)$
I(A)	-0.29	-0.21	-0.20	0.22	0.00
I(H)	0.17	0.03	0.10	-0.05	-0.24
II(A)	0.13	-0.25	-0.23	0.11	0.08
II(H)	0.45	0.43	-0.06	0.07	0.13
III(T)	-0.10	0.18	-0.23	-0.02	-0.14
III(X)	-0.49	0.16	0.21	-0.18	0.24
IV	-0.21	0.18	-0.17	-0.10	-0.03
V	-0.19	0.06	0.02	-0.05	-0.22
Mean	-0.07	0.07	-0.07	0.00	-0.02

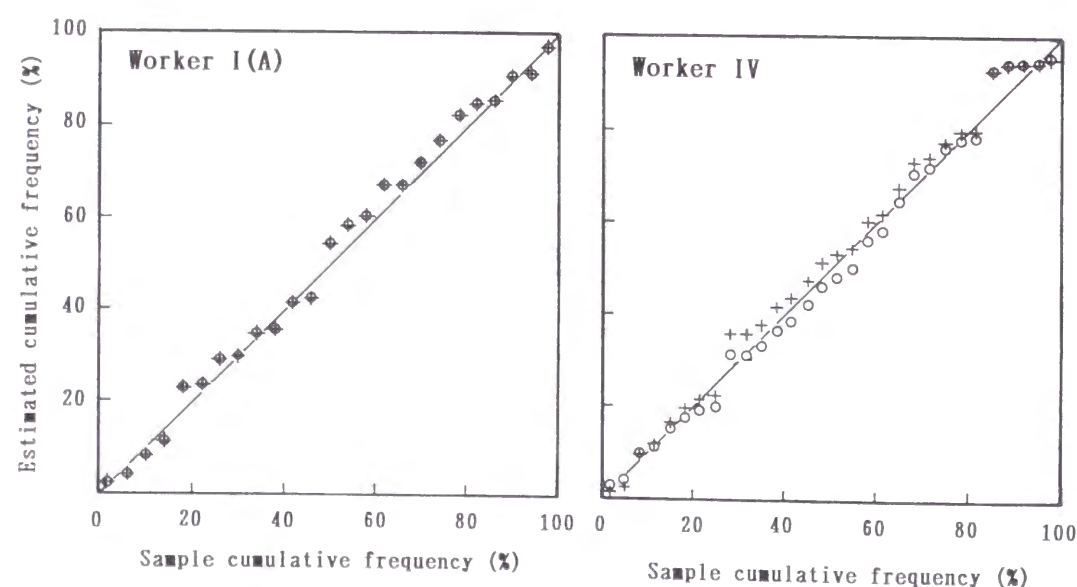


Figure 5.2 Relationships between sample cumulative frequency and estimated cumulative frequency for Workers I(A) and IV
+: Inverse Gaussian hypothesis, o: Lognormal hypothesis

5. 4 考察

第3章の第1節でも述べたように、いくつかの理由により、曝露濃度分布は非対称であると考えられている。ここでは、対称な分布として正規分布を、非対称な分布として対数正規分布を取り上げ、 $C(8h)$ の日間分布を適切に記述しえるか、否かについて検討した。その結果、8ケース中4ケースではどちらの仮説も棄却されなかった。対数正規分布は、幾何標準偏差が小さくなるにしたがい ($\sigma_g < 1.4$)、正規分布に近づくことが知られている¹⁴⁾。このため変動が小さいケースではどちらの仮説も棄却されなかったものと思われる。しかし、4ケースでは、正規分布仮説が棄却されたのに対し、対数正規分布仮説は棄却されなかった。したがって、 $C(8h)$ の日間分布としては対数正規型と仮定するのが妥当であろう。

次いで、非対称性の分布として対数正規分布および逆ガウス分布を選び、どちらの方が $C(8h)$ の分布をより適切に記述し得るかを検討した。いずれのケースでも両仮説は棄却されず、しかもKS統計値もほぼ同程度であった。同一の期待値および分散をもつ対数正規分布と逆ガウス分布では、変動係数(CV)が1以下の場合、それらの確率密度関数はよく一致する(付録参照)。 $C(8h)$ の日間変動は短時間曝露濃度の日内変動と比較しずっと小さい。このためどちらの分布でも適用できるものと思われる。

対数正規分布の性質は一般によく知られているが、第3章の第1節でも述べたように、分布の再生性が保証されないのが欠点である。たとえば、5つの $C(8h)$ の算術平均値の分布、すなわち1週間平均値の分布を考えるならば、それは正確には対数正規型にはならない。一方、逆ガウス分布は一般にあまり知られてなく、パーセンタイルの算出にも労力を要する。しかし、この分布には再生性があり¹²⁾、この点が長所である。したがって、1週間平均値の分布、あるいは1月平均値の分布もまた逆ガウス型となるため、平均化時間を変えて曝露濃度の評価を行なう場合にも使用できる。

第3章の第2節で示したように、短時間曝露濃度の場合には自己相関が見られ、ある時刻の曝露濃度はその前の時刻の曝露濃度に引っ張られる傾向を示した。それは時間間隔が短い場合には、同じような作業が続いていたり、あるいは前の時間帯に存在していた有害物がそのまま作業場に残留しているためと考えられる。しかし、1日平均曝露濃度の場合には、前日のサンプリング終了時と当日のサンプリング開始時刻の間隔が16時間ある。したがって、その間に作業場の空気は入れ替わってしまうし、また作業も中断されてしまう。今回の調査結果でも、ほとんどのケースで自己相関は見られず、一定の傾向は示されなかった。Francisら⁹⁾は、水銀曝露労働者、鉛曝露労働者およびベンゼン曝露労働者について $C(8h)$ の自己相関を検討し、少数のケースで正の相関が認められたが、全体としてほとんど自己相関は見られなかったと述べている。このように $C(8h)$ は一般に自己相関を持っていない。したがって、 $C(8h)$ の日間変動の大きさを推定する場合、サンプリング間隔に特に注意する必要はない。

5. 5 結論

労働者5名、計8ケースについて、 $C(8h)$ を5～6週間連続して測定しその分布型および自己相関の検討を行なった。その結果、以下のことが明らかとなった。

(1) $C(8h)$ の分布は対数正規型あるいは逆ガウス型と仮定できる。したがって、1日平均曝

露濃度の評価には、これらの仮定に基づいたパラメトリック法を使用することができる。ただし、以後の検討では、取り扱いの容易な対数正規仮説を用いることとする。

(2) $C(8h)$ の自己相関についても検討したが、ほとんどのケースで $C(8h)$ の自己相関はなく、前日の曝露濃度に引っ張られる傾向は見られなかった。したがって、 $C(8h)$ の日間変動の大きさを推定する場合、サンプリング間隔に特に注意する必要はない。

文献 5. 1

1) RM.Tuggle: Assessment of occupational exposure using one-sided tolerance limits. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 43:338-346 (1982).

2) RS.Rappaport: Assessment of long-term exposures to toxic substances in air. Ann.Occup.Hyg. 35:61-121 (1991).

3) RF.Cope, BP.Pancamo, WE.Rinehart, GL.TerHaar: Personal monitoring for tetraalkyl lead in the workplace. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 40:372-379 (1979).

4) MA.Waters, S.Selvin, SM.Rappaport: A measure of goodness-of-fit for the lognormal model applied to occupational exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 52:493-502 (1991).

5) G.Lindstedt, I.Gottberg, B.Holmgren et al: Individual mercury exposure of chloralkali workers and its relation to blood and urinary mercury levels. Scand.J.Work.Environ.Health. 5:59-69 (1979).

6) MS.Francis, SR.Selvin, RC.Spear, SM.Rappaport: The effect of autocorrelation on the estimation of workers' daily exposure. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 50:37-43 (1989).

7) National Institute for Occupational Safety and Health: NIOSH manual of analytical methods (DHHS/NIOSH Publication No.84-100). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1984).

8) SS.Shapiro, MB.Wilk: An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrik. 52:591-611 (1965).

9) MG.Kendall, A.Stuart: The advanced theory of statistics. Griffin, London. the 3rd ed. Vol 2, p.466-477 (1973).

10) NL.Johnson, S.Kotz: Distributions in statistics: Continuous univariate distributions-1. John Wiley & Sons,Inc. New York. p.137-153 (1970).

11) MT.Wasan, LK.Roy: Tables of inverse Gaussian Percentage points. Technometrics 11:591-604 (1969).

12) JL.Folks, RS.Chhikara: The inverse gaussian distribution and its statistical application- a review. J.R.Statist Soc.B. 40:263-289 (1978).

13) SY.Barham, FDJ.Dunstan: Missing values in time series. Time series analysis: Theory and practice 2nd Ed. by Anderson,OD. Amsterdam: North Holland Publishing Co., pp.25-41 (1982).

14) National Institute for Occupational Safety and Health: Exposure measurement action level and occupational environmental variability (DHEW/NIOSH Publication No.76-131). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1975).

第2節 産業現場における1日平均曝露濃度の日間変動の大きさ

5. 6 はじめに

第1節では、8ケースについて連続5～8週間にわたり1日平均曝露濃度 ($C(8h)$) の測定を行い、 $C(8h)$ の日間分布が対数正規型であること、および $C(8h)$ には自己相関は見られないことを示した。また、その8ケースについて $C(8h)$ の幾何標準偏差も算出した。これらの値は $C(8h)$ の日間変動に関する貴重なデータであるが、これらの値をもって産業現場一般での $C(8h)$ の変動の大きさとするには例数が少なすぎる。そこで、本章では、対象労働者数を増やして $C(8h)$ を2日間測定し、日間変動の大きさを推定した。

5. 7 方法

5.7.1 対象労働者と測定日の選定

産業現場全体を代表しうるために、なるべく多様な職種、そして多くの種類の有機溶剤に曝露されている労働者を対象とすることをめざした。その結果、測定対象とした有機溶剤は、ノルマルヘキサン、アセトン、メチルエチルケトン、酢酸エチル、イソプロピルアルコール、1,1,1-トリクロロエタン、テトラクロロエチレン、ベンゼン、トルエン、キシレン、スチレン、クロロベンゼンの12種類、対象労働者数はのべ126名となった。作業内容および有機溶剤の種類別の対象者数をTable 5.8に示す。

Table 5.8 Numbers of workers classified by job and chemical

Job	Chemical	Number of workers
Offset printing	Benzene	2
	n-Hexane	1
	Isopropyl alcohol	1
	Tetrachloroethylene	3
Gravure printing	Toluene	12
	Methyl ethyl ketone	5
	Isopropyl alcohol	4
	Ethyl acetate	8
Painting	Toluene	4
	Xylene	4
Removing stains	Toluene	4
	Xylene	3
FRP production	Styrene	8
	Acetone	8
Drying solvent	Acetone	8
	n-Hexane	8
Mixing powder in solvent	Acetone	16
	n-Hexane	16
Synthesizing	Chlorobenzene	5
Degreasing	1,1,1-Trichloroethane	6
Total		126

これらの労働者について、 $C(8h)$ の日間変動の大きさを調査するため、2日間の $C(8h)$ を測定した。 $C(8h)$ の変動には、季節や景気などによる生産量の大きな変化や、生産設備・作業方法の変更などのような明確な要因によるものもあるが、今回の調査で対象とした変動は、このような明確な要因の伴わない、 $C(8h)$ の日々の変動である。したがって、測定日は同じパターンで作業を行っていた連続2日間あるいは隔日2日間を選んだ。

5.7.2 曝露濃度の測定

活性炭管（DuPont 製 Normal CT：第1層 100mg、第2層 50mg、あるいは同 Large CT：第1層 400mg、第2層 200mg）、あるいは拡散式サンプラー（DuPont 製、Pro-Tek BB：活性炭フェルト 300mg）を労働者の襟に装着し、有機溶剤の捕集を行った。活性炭管を装着した場合には、携帯用ポンプ（DuPont 製 AP200、または ALPHA-2）を用いて、50～100ml/minで吸引捕集した。また、有機溶剤濃度が高く、1つの捕集材では破過が予想される場合には、午前と午後、それぞれ1つずつ捕集材を使用した。捕集後、活性炭をバイアルビンに移し、二硫化炭素を 2ml（Normal CT）、8ml（Large CT）あるいは 6ml（Pro-tek BB）加え1時間振とうした後、脱着液 1μl をガスクロマトグラフ（島津製 GC-6A）に注入した。分析条件は Table 5.9 に示す。なお、共存する他の有機溶剤とのクロマトグラム上での分離を考慮したため、同一溶剤でも分析条件は複数ある。脱着率は直接添加法³⁾により求めた。脱着率が 95%未満の場合には補正を行ったが、それは次の通りである。Normal CT では、イソプロピルアルコール 82%、Large CT では、アセトン 90%、Pro-Tek BB では、アセトン 87%、メチルエチルケトン 93%、イソプロピルアルコール 67%、スチレン 93%であった。

Table 5.9 Gas chromatograph parameters used for organic solvents analysis

Chemical	Column	Temperature			Carrier gas
		Col.	Inj.	Det.	
n-Hexane, Acetone	CBP-5 (Shimadzu) 0.33mm I.D. x 25m	55° C	150° C	150° C	0.35kg/cm ²
n-Hexane, Acetone Methy ethyl ketone Ethyl acetate Isopropyl alcohol Tetrachloroethylene Benzene, Toluene Xylene	CBP-20 (Shimadzu) 0.33mm I.D. x 25m	55° C	150° C	150° C	0.35kg/cm ²
Styrene	CBP-20 (Shimadzu) 0.33mm I.D. x 25m	110° C	150° C	150° C	0.5kg/cm ²
Isopropyl alcohol	10% PEG20M on 60/80 mesh Fujichrom A 3mm I.D. x 2m	60° C	170° C	170° C	20ml/min
1,1,1-Trichloroethane	10% PEG600 on 60/80 mesh Fujichrom A 3mm I.D. x 2m	50° C	130° C	130° C	30ml/min
Chlorobenzene	10% PEG600 on 60/80 mesh Fujichrom A 3mm I.D. x 2m	110° C	150° C	150° C	30ml/min

5.7.3 標本幾何平均値および標本幾何標準偏差の算出

2日間の $C(8h)$ を次の式に代入して、各個人について標本幾何平均値 ($m_g(8h)$) および標本幾何標準偏差 ($s_{g2}(8h)$) を算出した。ここで、 s_{g2} の添字 2 は 2 日間の測定値から算出したことを示す。

$$\ln m_g(8h) = \frac{1}{2} (\ln C(8h,1) + \ln C(8h,2)) \tag{5.3}$$

$$\ln s_{g2}(8h) = \sqrt{(\ln C(8h,1) - \ln m_g(8h))^2 + (\ln C(8h,2) - \ln m_g(8h))^2}$$
$$= \frac{\sqrt{2}}{2} | \ln(C(8h,1)/C(8h,2)) | \tag{5.4}$$

ここで、 $C(8h,1)$ および $C(8h,2)$ はそれぞれ1日目および2日目の1日平均曝露濃度である。

5.7.4 2日間測定値から算出した標本幾何標準偏差の補正に関する検討

今回推定した $s_{g2}(8h)$ は、いずれも2日間の $C(8h)$ から算出した幾何標準偏差の推定値であるため、個々の値は各人の真の幾何標準偏差 ($\sigma_g(8h)$) に対して大きな誤差をもっている可能性がある。しかし、今回のように多人数の $s_{g2}(8h)$ を集めると、それら $s_{g2}(8h)$ の中で累積頻度が 50%の値 ($s_{g2}(8h)$ の 50%値) および 90%の値 ($s_{g2}(8h)$ の 90%値) は、それぞれ 126 人の $\sigma_g(8h)$ の 50%値、および $\sigma_g(8h)$ の 90%値と一定の関係があると考えられる。そこで、 $s_{g2}(8h)$ の 50%値および 90%値の補正のための関係式を得るため、第3章の第1節で測定したデータ（労働者 III についてはエチルベンゼンも、労働者 IV および V については酢酸エチルも測定していたので、これらのデータも含めた）、Cope ら²⁾が連続6週間にわたって調査したアルキル鉛製造労働者5名の無機鉛および有機鉛曝露濃度のデータ、および Lindstedt ら³⁾が連続8週間にわたって調査したクロロアルカリ製造労働者16名の水銀曝露濃度のデータ、Kusaka ら⁴⁾が連続5週間にわたって調査した超硬合金製造労働者2名のコバルト曝露濃度のデータ、計39ケースについて、各ケースごとに、得られた全測定値から算出した幾何標準偏差 ($s_g(8h)$) および連続2日間の測定値から算出した幾何標準偏差 ($s_{g2}(8h)$) を計算し、その関係を検討した。ここで、 $s_g(8h)$ は下式より算出したが、この値を各ケースの真の値 σ_g として取り扱った。

$$\ln m_g(8h) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln C(8h,i) \tag{5.5}$$

$$\ln s_g(8h) = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ln C(8h,i) - \ln m_g(8h))^2} \tag{5.6}$$

ここで、 $C(8h,i)$ は $C(8h)$ の i 番目の値である。また、 $s_{g2}(8h)$ の算出には、連続する2日間の測定値のすべての組合せを使った。したがって、 $s_g(8h)$ は1人の労働者について1個のみであるが、 $s_{g2}(8h)$ は多数ある。

5. 8 結果

5.8.1 1日平均曝露濃度の標本幾何平均値 ($m_g(8h)$) および標本幾何標準偏差 ($s_{g2}(8h)$)

Table 5.10 (105~108°-ジ) に労働者 126 名の $C(8h)$ の測定結果および各パラメータを示す。また、日本産業衛生学会⁹⁾ の勧告する、1日平均曝露濃度に対する基準値 (PEL(8h)) を Table 5.11 にまとめた。第3章の第4節と同様の理由により、 $m_g(8h)$ を PEL(8h) により標準化して Table 5.10 に示している。 $m_g(8h)/PEL(8h)$ は、ノルマルヘキサン 0.25~12.36、アセトン 0.03~3.71、メチルエチルケトン 0.55~2.93、酢酸エチル 0.04~0.10、イソプロピルアルコール 0.08~0.43、1,1,1-トリクロロエタン 0.14~0.26、テトラクロロエチレン 0.02、ベンゼン 0.02~0.04、トルエン 0.16~5.45、キシレン 0.02~0.11、スチレン 0.04~0.52、クロロベンゼン 0.33~2.03 であり、全体で 0.02 から 12.36 までと広範囲に及んでいた。Figure 5.3 は $m_g(8h)/PEL(8h)$ の度数分布であるが、低濃度から高濃度まで分布している。

$s_{g2}(8h)$ の累積頻度を Figure 5.4 に示す。 $s_{g2}(8h)$ は 1.00~6.88 の範囲にあり、その 50% 値および 90% 値はそれぞれ 1.46 および 2.38 であった。

5.8.2 $s_g(8h)$ と $s_{g2}(8h)$ の関係

Figure 5.5 に、39 ケースの $s_g(8h)$ および $s_{g2}(8h)$ の累積頻度を示す。白丸が $s_g(8h)$ 、曲線 (実際には多数の点) が $s_{g2}(8h)$ である。 $s_g(8h)$ および $s_{g2}(8h)$ の 50% 値はそれぞれ 1.65 および 1.35 と $s_{g2}(8h)$ の方が小さかった。図を見ても、累積頻度 50% 付近では $s_{g2}(8h)$ の方が小さくなる傾向が明確であるので、 $s_{g2}(8h)$ の 50% 値は補正が必要であると言える。一方、 $s_g(8h)$ および $s_{g2}(8h)$ の 90% 値はそれぞれ 2.50 および 2.75 と $s_{g2}(8h)$ の方が大きかったが、両者の累積頻度は 87% 付近で一致しており、明確な傾向とは言い難い。したがって、 $s_{g2}(8h)$ の 90% 値を補正する根拠はない。

Table 5.11 Permissible exposure limits recommended by Japan Society for Occupational Health

Chemical	Permissible exposure limit (ppm)
Benzene	10
Toluene	50
Xylene	100
Styrene	50
n-Hexane	40
Acetone	200
Methyl ethyl ketone	200
Isopropyl alcohol	400
1,1,1-Trichloroethane	200
Tetrachloroethylene	50
Chlorobenzene	10
Ethyl acetate	200

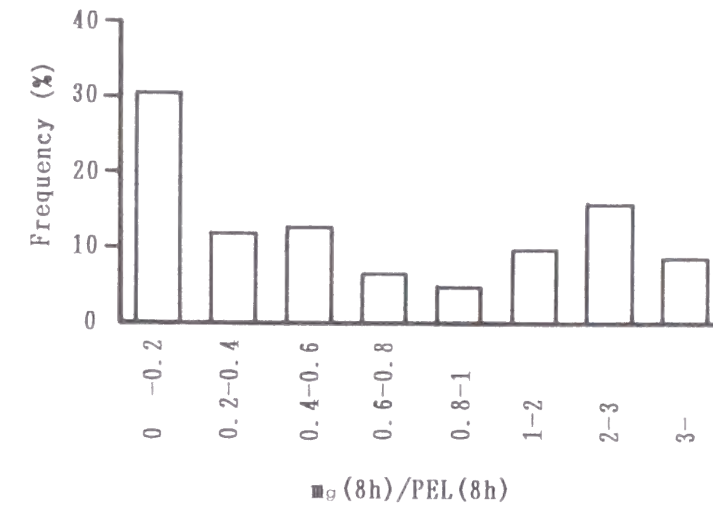


Figure 5.3 Frequency of $m_g(8h)/PEL(8h)$
 $m_g(8h)$: Sample geometric mean of 8-h TWAs
 PEL(8h): Permissible exposure limit for 8-h TWA

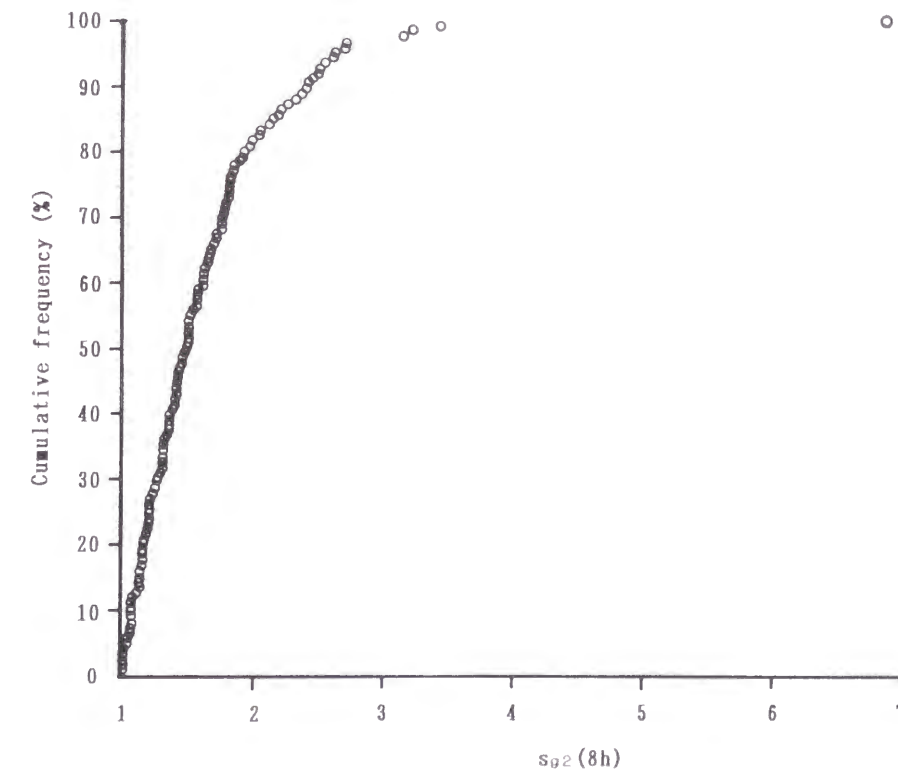


Figure 5.4 Cumulative frequency of $s_{g2}(8h)$ in the 126 cases
 $s_{g2}(8h)$: Sample geometric standard deviation estimated from two 8-h TWAs

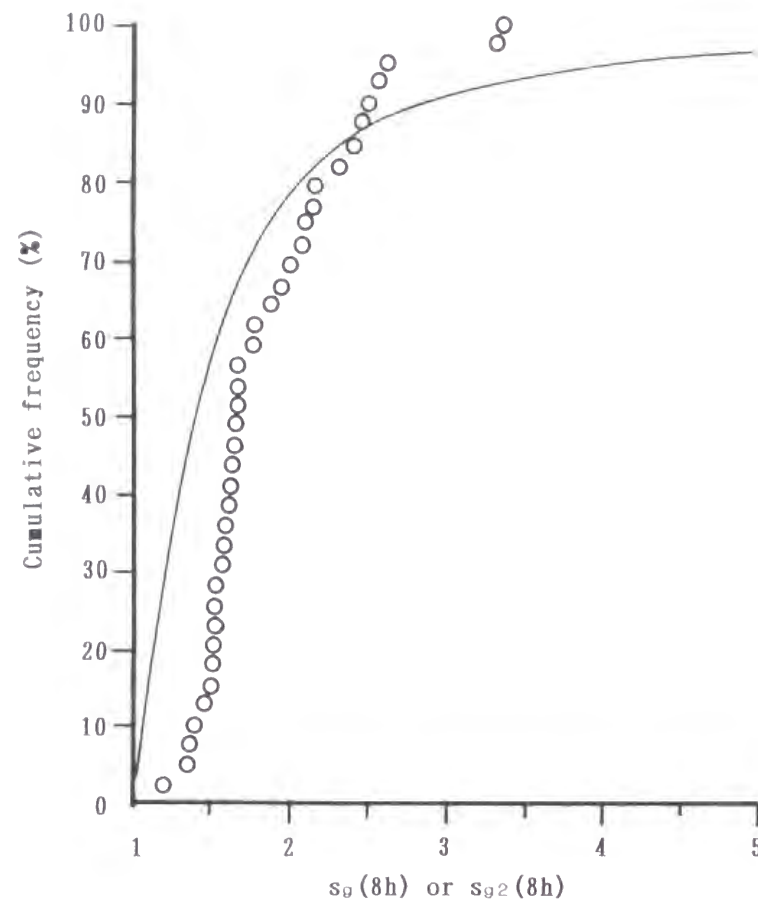


Figure 5.5 Cumulative frequency of $s_{g2}(8h)$ and $s_g(8h)$ among 39 cases reported by the author, Cope et al.²⁾, Lindstedt et al.³⁾ and Kusaka et al.⁴⁾ : $s_g(8h)$, —: $s_{g2}(8h)$

5. 9 考察

5.9.1 対象労働者の代表性

多様な職種の労働者、そして多くの種類の有機溶剤に曝露されている労働者 126 名を対象として、 $C(8h)$ の日間変動の代表値を推定したが、これらの値を産業現場全体に拡大適用するためには、これらの対象者が産業現場で働く多くの労働者を代表している必要がある。第 3 章の第 4 節で述べたように、有機溶剤中毒予防規則による生物学的モニタリング対象物質、すなわちトルエン、キシレン、スチレン、トリクロロエチレン、テトロクロロエチレン、1,1,1-トリクロロエタン、ノルマルヘキサン、および N,N-ジメチルホルムアミドの 8 溶剤は、有機溶剤取り扱い作業場の 85% で使用されている⁶⁾。8 種類の有害物中、今回

の調査では 6 種類をカバーしており、その他にアセトン、メチルエチルケトン、酢酸エチル、イソプロピルアルコール、ベンゼン、クロロベンゼンについても調査している。また、調査対象者の $m_g(8h)/PEL(8h)$ は 0.02~12.36 と曝露レベルの広い範囲をカバーしている。このように、有機溶剤の種類の間でも、そして曝露レベルの間でも、今回の調査は産業現場全体をほぼ代表していると言えよう。

5.9.2 1 日平均曝露濃度の日間変動の代表値

今回、調査対象としたのは、同一労働者が毎日ほぼ同じパターンで作業を行っている場合の $C(8h)$ の日間変動である。その要因としては次のようなものが考えられる。生産量や有害物使用量の日々の変化、室内の風向・気温・湿度の日々の変化、作業の仕方や作業位置のわずかな変化、労働者の移動経路のわずかな変化などである。また、窓が開いている場合には、外気流の変化も要因となる。その他に、季節や景気による生産量の大きな変化、季節による空調の稼働状況の変化、あるいは局所排気装置の能力低下など、長期間の周期や一定の傾向をもった要因によっても $C(8h)$ は変動するが、これらの変動は日間変動と、うよりも、季節間変動あるいは年間変動であり、この研究では取り扱わない。

第 1 節で示したように、 $C(8h)$ の日間分布は近似的に対数正規型である。したがって、 $C(8h)$ の日間変動の大きさを表現する値としては幾何標準偏差がもっとも適切である。個人の $\sigma_g(8h)$ を正確に推定するためには、かなり多数 (30 日間程度) の $C(8h)$ の測定値が必要である⁷⁾。本節では、対象者 126 名の $\sigma_g(8h)$ の 50% 値および 90% 値を推定したが、それには次の 2 つの方法が考えられる。

方法(1): 各個人について 30 日間程度の $C(8h)$ の測定を行い、各 $s_g(8h)$ を算出し、それら $s_g(8h)$ の 50% 値および 90% 値を求める。

方法(2): 各個人について 2 日間の $C(8h)$ の測定を行い、各 $s_{g2}(8h)$ を算出し、それら $s_{g2}(8h)$ の 50% 値および 90% 値を求める。

方法(1)は正確であるが、相当の労力が必要とされる。方法(2)では必要とされる労力は方法(1)よりずっと少ないが、誤差が大きくなる。そこで方法(2)で求めた $s_{g2}(8h)$ の 50% 値および 90% 値と、方法(1)で求めた $s_g(8h)$ の 50% 値および 90% 値との関係があらかじめわかておれば、より少ない労力で正確な値を推定することが可能である。本節ではこの点の検討を行ったが、50% 値は補正が必要であることがわかった。

第 1 節で示したように、 $C(8h)$ の日間変動には自己相関は認められなかったもので、 $s_{g2}(8h)$ は対数正規分布の 2 つのランダムサンプルから算出した幾何標準偏差と考えることができる。したがって、 $(\ln s_{g2}(8h))^2 / (\ln \sigma_g(8h))^2$ は自由度 1 の χ^2 -分布に従うので⁸⁾、ある 1 名の労働者について見ると、 $\sigma_g(8h)$ と $s_{g2}(8h)$ の 50% 値との間には次の関係がある。

$$\sigma_g(8h) = (s_{g2}(8h) \text{ の } 50\% \text{ 値})^{1.48} \quad (5.7)$$

仮に、126 名の $\sigma_g(8h)$ の 50% 値に相当する労働者個人について多数算出した $s_{g2}(8h)$ の 50% 値が、126 名全員について連続 2 日間のすべての組合せから多数算出された $s_{g2}(8h)$ 全体の 50% 値に一致すると仮定する。今回算出した $s_{g2}(8h)$ の 50% 値は $s_{g2}(8h)$ 全体の 50% 値の推定値と考えられるので、 $s_{g2}(8h)$ の 50% 値の補正に式 5.7 が使用できる。他に適切な補正方法がないため、この方法により $s_{g2}(8h)$ の 50% 値を補正すると、 $\sigma_g(8h)$ の 50% 値 = $1.46^{1.48} = 1.75$ が得られた。本研究では、この値を 1 日平均曝露濃度の日間変動の平均的な場合の代表値と

して扱うこととする。また、 $s_{g2}(8h)$ の90%値=2.38については補正の必要性は認められなかったので、その値を日間変動が大きい場合の代表値として扱うこととする。

Buringh ら⁷⁾は、対象有害物9種類、労働者数420名の調査より、オランダにおける1日平均曝露濃度の日間変動の大きさを報告している。彼らは、対象者を、測定が1週間以内に行われたグループと、1週間を超え6カ月、あるいはそれ以上の間に間欠的に行われたグループとに分けて、 $s_g(8h)$ の算術平均値(以下、 $s_g(8h)$)を算出しているが、それぞれ1.74および2.65であった。Buringh は、このように測定期間によって $s_g(8h)$ が異なるのは、1日平均曝露濃度が自己相関を持っており、短期間の測定の場合にはその影響を受け、 $s_g(8h)$ が小さくなったのであろうと考察している。そして、 $s_g(8h)$ の値としては自己相関の影響を受けなかった2.65が適切であると結論している。しかし、第1節の分析からは1日平均曝露濃度の日にわたる自己相関には明確な傾向は認められなかった。むしろ測定間隔が大きくなり、測定日が6カ月もあくと、その間に季節変動や景気変動、あるいは換気設備の能力低下などがあり、それらが1日平均曝露濃度に影響を与えた結果、 $s_g(8h)$ が大きくなったと考えるべきであろう。本研究では、1日平均曝露濃度の日々の日間変動を対象としており、測定期間が1週間以内のグループの $s_g(8h)$ がそれに当たる。Buringh らは $\sigma_g(8h)$ の50%値を推定していないため、本報と直接比較はできない。そこで今回の調査から $s_{g2}(8h)$ の算術平均値を算出すると1.64となり、Buringh らの1週間のグループとほぼ等しい。このことは1日平均曝露濃度の日間変動の大きさが日本とオランダで同程度であることを示している。

Kromhout ら⁹⁾は、オランダ、米国、英国、スウェーデンおよび中国の種々の産業現場で行われた調査データを収集し、1日平均曝露濃度の日間変動の大きさを検討している。それによると、屋内作業場69ヵ所で有害物を取扱っている労働者の1日平均曝露濃度の幾何標準偏差の中央値は1.73であった。この値は今回の1.75とよく一致している。

このように他の報告ともよい一致をみており、本章で推定した $\sigma_g(8h)$ の50%値=1.75、および90%値=2.38はかなり適確な値と考えられる。

5. 1 0 結論

1日平均曝露濃度の日間変動の大きさを明らかにするため、12種類の有機溶剤に曝露されている労働者のべ126名を対象とし2日間のC(8h)を測定した。2日間測定値から算出した幾何標準偏差($s_{g2}(8h)$)は1.00~6.88の範囲にあり、その50%値は1.46、90%値は2.38であった。これら2つの値から幾何標準偏差(σ_g)の50%値および90%値を推定したが、それぞれ1.75および2.38となった。

Table 5.10 8-h TWAs of exposure concentrations to organic solvents in the 126 cases

Case No.	Job and chemical	8-h TWAs		Parameters		$m_g(8h)$
		1st	2nd	$m_g(8h)$	$s_{g2}(8h)$	PEL(8h)
	Offset printing					
1	Benzene	0.2	0.3	0.2	1.33	0.02
2	Benzene	0.4	0.5	0.4	1.17	0.04
3	n-Hexane	22.9	39.6	30.1	1.47	0.75
4	IPA	24.3	38.5	30.6	1.38	0.08
5	TCE	0.6	1.5	0.9	1.91	0.02
6	TCE	0.7	1.1	0.9	1.38	0.02
7	TCE	1.5	0.8	1.1	1.56	0.02
	Gravure printing					
8	Toluene	91.2	234.9	146.4	1.95	2.93
9	Toluene	58.6	294.6	131.4	3.13	2.63
10	Toluene	29.6	39.5	34.2	1.23	0.68
11	Toluene	28.7	62.6	42.4	1.74	0.85
12	Toluene	22.2	50.8	33.6	1.80	0.67
13	Toluene	101.7	318.3	179.9	2.24	3.60
14	Toluene	62.1	186.2	107.5	2.17	2.15
15	Toluene	148.9	424.4	251.4	2.10	5.03
16	Toluene	182.3	407.2	272.5	1.77	5.45
17	Toluene	79.4	216.5	131.1	2.03	2.62
18	Toluene	29.5	54.2	40.0	1.54	0.80
19	Toluene	49.7	76.4	61.6	1.36	1.23
20	MEK	127.9	729.7	305.5	3.43	1.53
21	MEK	316.9	1063.1	580.4	2.35	2.90
22	MEK	336.3	1018.8	585.3	2.19	2.93
23	MEK	147.1	544.9	283.1	2.52	1.42
24	MEK	68.5	179.0	110.7	1.97	0.55
25	IPA	91.5	249.3	151.0	2.03	0.38
26	IPA	86.8	335.3	170.6	2.60	0.43
27	IPA	57.7	207.1	109.3	2.47	0.27
28	IPA	49.7	74.8	61.0	1.34	0.15
29	EA	8.8	14.3	11.2	1.41	0.06
30	EA	4.8	19.6	9.7	2.70	0.05
31	EA	9.0	20.9	13.7	1.81	0.07
32	EA	5.6	11.2	7.9	1.63	0.04
33	EA	10.2	23.6	15.5	1.81	0.08
34	EA	10.7	24.9	16.3	1.82	0.08
35	EA	20.0	21.4	20.7	1.05	0.10
36	EA	13.6	4.2	7.6	2.30	0.04

MEK: Methyl ethyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol,
EA: Ethyl acetate, TCE: Tetrachloroethylene.
1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
Unit of concentration: ppm

Table 5.10 (Continue)

Table S.10 (Continue)						
Case No.	Job and chemical	8-h TWAs		Parameters		$m_g(8h)$
		1st	2nd	$m_g(8h)$	$s_{g2}(8h)$	PEL(8h)
Painting						
37	Toluene	68.6	19.2	36.3	2.46	0.73
38	Toluene	9.9	7.4	8.6	1.23	0.17
39	Toluene	30.1	31.3	30.7	1.03	0.61
40	Toluene	8.2	7.6	7.9	1.06	0.16
41	Xylene	25.7	4.8	11.1	3.28	0.11
42	Xylene	3.9	1.8	2.6	1.73	0.03
43	Xylene	4.5	2.3	3.2	1.61	0.03
44	Xylene	10.1	7.0	8.4	1.30	0.08
Removing stains						
45	Toluene	2.3	35.2	9.0	6.88	0.18
46	Toluene	16.2	39.1	25.2	1.86	0.50
47	Toluene	31.4	25.6	28.4	1.16	0.57
48	Toluene	16.5	5.2	9.3	2.26	0.19
49	Xylene	2.7	5.9	4.0	1.74	0.04
50	Xylene	2.3	2.9	2.6	1.18	0.03
51	Xylene	2.4	1.5	1.9	1.39	0.02
FRP production						
52	Styrene	10.1	6.7	8.2	1.34	0.16
53	Styrene	35.0	19.0	25.8	1.54	0.52
54	Styrene	29.0	16.5	21.9	1.49	0.44
55	Styrene	17.4	17.5	17.4	1.00	0.35
56	Styrene	25.7	23.6	24.6	1.06	0.49
57	Styrene	10.6	11.5	11.0	1.06	0.22
58	Styrene	3.1	1.6	2.2	1.60	0.04
59	Styrene	30.0	14.8	21.1	1.65	0.42
60	Acetone	36.0	22.2	28.3	1.41	0.14
61	Acetone	45.3	53.3	49.1	1.12	0.25
62	Acetone	86.1	53.9	68.1	1.39	0.34
63	Acetone	23.2	45.3	32.4	1.61	0.16
64	Acetone	30.2	43.6	36.3	1.30	0.18
65	Acetone	19.2	24.1	21.5	1.17	0.11
66	Acetone	9.8	4.4	6.6	1.76	0.03
67	Acetone	34.4	51.0	41.9	1.32	0.21

MEK: Methyl ethyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol,

EA: Ethyl acetate, TCE: Tetrachloroethylene,

1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane

Unit of concentration: ppm

Table 5.10 (Continue)

Case No.	Job and chemical	8-h TWAs		Parameters		$m_g(8h)$
		1st	2nd	$m_g(8h)$	$s_{g2}(8h)$	PEL(8h)
Drying solvent						
68	Acetone	828.9	565.6	684.7	1.31	3.42
69	Acetone	379.2	223.2	290.9	1.45	1.45
70	Acetone	149.9	85.1	112.9	1.49	0.56
71	Acetone	183.6	400.4	271.1	1.74	1.36
72	Acetone	210.6	207.1	208.8	1.01	1.04
73	Acetone	308.7	635.3	442.9	1.67	2.21
74	Acetone	530.5	411.9	467.5	1.20	2.34
75	Acetone	163.2	83.2	116.5	1.61	0.58
76	n-Hexane	9.0	11.1	10.0	1.16	0.25
77	n-Hexane	13.5	9.5	11.3	1.28	0.28
78	n-Hexane	557.6	309.7	415.6	1.52	10.39
79	n-Hexane	589.7	414.5	494.4	1.28	12.36
80	n-Hexane	21.9	49.6	33.0	1.78	0.82
81	n-Hexane	15.5	11.0	13.1	1.27	0.33
82	n-Hexane	18.1	12.3	14.9	1.31	0.37
83	n-Hexane	468.7	202.2	307.8	1.81	7.70
Mixing powder in solvent						
84	Acetone	120.3	92.6	105.5	1.20	0.53
85	Acetone	21.6	38.6	28.9	1.51	0.14
86	Acetone	543.0	136.6	272.3	2.65	1.36
87	Acetone	103.3	89.4	96.1	1.11	0.48
88	Acetone	109.6	66.2	85.2	1.43	0.43
89	Acetone	576.8	359.4	455.3	1.40	2.28
90	Acetone	110.5	125.2	117.6	1.09	0.59
91	Acetone	495.7	650.8	568.0	1.21	2.84
92	Acetone	97.1	172.4	129.4	1.50	0.65
93	Acetone	534.6	1029.2	741.8	1.59	3.71
94	Acetone	117.7	121.7	119.7	1.02	0.60
95	Acetone	66.8	60.6	63.6	1.07	0.32
96	Acetone	566.2	431.5	494.3	1.21	2.47
97	Acetone	228.7	142.7	180.7	1.40	0.90
98	Acetone	110.8	89.3	99.5	1.16	0.50
99	Acetone	395.4	100.1	198.9	2.64	0.99

MEK: Methyl ethyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol,

EA: Ethyl acetate, TCE: Tetrachloroethylene,

1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane

Unit of concentration: ppm

Table 5.10 (Continue)

Case No.	Job and chemical	8-h TWAs		Parameters		$m_g(8h)$
		1st	2nd	$m_g(8h)$	$s_{g2}(8h)$	PEL(8h)
Mixing powder in solvent						
100	n-Hexane	100.9	92.7	96.7	1.06	2.42
101	n-Hexane	26.9	55.5	38.6	1.67	0.97
102	n-Hexane	78.1	91.8	84.7	1.12	2.12
103	n-Hexane	107.9	77.1	91.2	1.27	2.28
104	n-Hexane	146.0	63.6	96.4	1.80	2.41
105	n-Hexane	91.2	44.8	63.9	1.65	1.60
106	n-Hexane	87.6	86.3	86.9	1.01	2.17
107	n-Hexane	197.6	242.5	218.9	1.16	5.47
108	n-Hexane	92.7	181.4	129.7	1.61	3.24
109	n-Hexane	120.1	128.8	124.4	1.05	3.11
110	n-Hexane	74.3	46.2	58.6	1.40	1.46
111	n-Hexane	36.1	32.8	34.4	1.07	0.86
112	n-Hexane	132.1	116.1	123.8	1.10	3.10
113	n-Hexane	97.7	55.6	73.7	1.49	1.84
114	n-Hexane	211.5	61.2	113.8	2.40	2.84
115	n-Hexane	142.1	63.9	95.3	1.76	2.38
Synthesizing						
116	Chlorobenzene	35.0	11.8	20.3	2.16	2.03
117	Chlorobenzene	12.5	10.3	11.3	1.15	1.13
118	Chlorobenzene	14.5	9.3	11.6	1.37	1.16
119	Chlorobenzene	6.9	5.8	6.3	1.13	0.63
120	Chlorobenzene	1.5	7.4	3.3	3.09	0.33
Degreasing						
121	1,1,1-TCE	39.5	18.5	27.0	1.71	0.14
122	1,1,1-TCE	46.7	31.8	38.5	1.31	0.19
123	1,1,1-TCE	45.4	61.5	52.8	1.24	0.26
124	1,1,1-TCE	46.2	49.5	47.8	1.05	0.24
125	1,1,1-TCE	40.6	24.1	31.3	1.45	0.16
126	1,1,1-TCE	40.7	35.3	37.9	1.11	0.19

MEK: Methyl ethyl ketone, IPA: Isopropyl alcohol,
EA: Ethyl acetate, TCE: Tetrachloroethylene,
1,1,1-TCE: 1,1,1-Trichloroethane
Unit of concentration: ppm

文献 5. 2

1) National Institute for Occupational Safety and Health: NIOSH manual of analytical methods (DHHS/NIOSH Publication No.84-100). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1984).

2) RF.Cope, BP.Pancamo, WE.Rinehart, GL.TerHaar: Personal monitoring for tetraalkyl lead in the workplace. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 40:372-379 (1979).

3) G.Lindstedt, I.Gottberg, B.Holmgren et al: Individual mercury exposure of chloralkali workers and its relation to blood and urinary mercury levels. Scand.J.Work.Environ.Health. 5:59-69 (1979).

4) Y.Kusaka, S.Kumagai, H.Kyono, N.Kohyama, T.Shirakawa: Determination of exposure to cobalt and nickel in the atmosphere in the hard metal industry. Ann.Occup.Hyg. 36:497-507 (1992).

5) 日本産業衛生学会. 許容濃度の勧告. 産業衛生学雑誌 37:259-282 (1995).

6) 福田純子, 泉 貫, 村田和広, 杉本寛治. 有機則に定められた生物学的モニタリング対象8溶剤の使用状況について. 産業医学 33:124 (1991).

7) E.Buringh, R.Lanting: Exposure variability in the workplace: its implications for the assessment of compliance. Am.Ind.Assoc.Hyg.J. 52:6-13 (1991).

8) 岡本雅典, 鈴木義一郎, 杉山高一: 基本統計学. 東京: 実教出版, p.78-79 (1977).

9) H. Kromhout, E. Symanski, SM. Rappaport: A comprehensive evaluation of within- and between-worker components of occupational exposure to chemical agents. Ann.Occup.Hyg. 37:253-270 (1993).

第 6 章 1 日平均曝露濃度の評価法

6. 1 はじめに

第 5 章では、1 日平均曝露濃度（ $C(8h)$ ）の日間変動に関する性質を明らかにしてきた。本章では、これらの性質をふまえ 1 日平均曝露濃度の評価法を提案する。日本産業衛生学会¹⁾および ACGIH²⁾では多くの有害物について $C(8h)$ に対する基準値を定めている。しかし、 $C(8h)$ は日々変動しているので、ある日の測定値が基準値以下であっても、他の日の $C(8h)$ が基準値以下であるとは限らない。もし仮に曝露濃度を毎日測定することができれば、完全な評価を行なうことができる。しかし、必要な労力と資金から考えればほぼ不可能であろう。実際の産業現場では、季節ごとに 1 回程度測定できればよい方である。したがって、1 日のみの測定値を用い測定していない日も含めて、1 日平均曝露濃度の評価を行なうことができれば非常に有用である。

6. 2 基準値と比較するべき値

最初に決定しなければならないのは、基準値（ $PEL(8h)$ ）と比較するべき値である。まず考えられるのは、毎日の $C(8h)$ を基準値と比較することである³⁻⁵⁾。そして、たとえ 1 日でも基準値を超える場合には「否」と判断する考え方である。結局、 $PEL(8h)$ と比較される値は $C(8h)$ の最高値ということになる。ここでは最高値として $C(8h)$ の 95 パーセンタイルを採用し、 $C(8h,max)$ で表わすことにする。そうすると諾否の判断は次の不等式で示される。

$C(8h,max) \leq PEL(8h)$ 「諾」 (6.1)

$C(8h,max) > PEL(8h)$ 「否」 (6.2)

もうひとつ考えられるのは、一定期間の $C(8h)$ の算術平均値（ $\mu(8h)$ ）を $PEL(8h)$ と比較することである^{6,7)}。この場合には、ある日の $C(8h)$ が $PEL(8h)$ を超えても一定期間の算術平均値が $PEL(8h)$ を超えなければ「諾」と判断するのである。そうすると諾否の判断は次の不等式で示される。

$\mu(8h) \leq PEL(8h)$ 「諾」 (6.3)

$\mu(8h) > PEL(8h)$ 「否」 (6.4)

6. 3 1 日平均曝露濃度の最高値と基準値の比較

第 5 章の第 1 節で示したように、 $C(8h)$ の日間分布は近似的に対数正規型であるので、 $C(8h)$ の 95 パーセンタイルである $C(8h,max)$ は次式で表わされる⁸⁾。

$\ln C(8h,max) = \ln \mu_g(8h) + 1.645 \ln \sigma_g(8h)$ (6.5)

したがって、不等式 6.1 および 6.2 は次のようになる。

$\ln \mu_g(8h) + 1.645 \ln \sigma_g(8h) \leq \ln PEL(8h)$ (6.6)

$\ln \mu_g(8h) + 1.645 \ln \sigma_g(8h) > \ln PEL(8h)$ (6.7)

(1) 第 1 曝露水準

$C(8h)$ の 1 日測定値（ $C(8h,1)$ ）は 95% の確率で

$\ln \mu_g(8h) - 1.645 \ln \sigma_g(8h) \leq \ln C(8h,1)$

$\therefore \ln \mu_g(8h) + 1.645 \ln \sigma_g(8h) \leq \ln C(8h,1) + 3.29 \ln \sigma_g(8h)$

を満たす。ここで、第 1 曝露水準 $K_I(8h,max)$ を次式で定義する。

$\ln K_I(8h,max) = -3.29 \ln \sigma_g(8h)$ (6.8)

そして統計量 $K(8h)=C(8h,1)/PEL(8h)$ とする。そうすると

$K(8h) = K_I(8h,max)$ (6.9)

が成り立てば、信頼水準 95% で不等式 6.6 が成り立ち、「諾」と判断できる。

(2) 第 2 曝露水準

$C(8h,1)$ は 50% の確率で

$\ln \mu_g(8h) \leq \ln C(8h,1)$

$\therefore \ln \mu_g(8h) + 1.645 \ln \sigma_g(8h) \leq \ln C(8h,1) + 1.645 \ln \sigma_g(8h)$

を満たす。ここで第 2 曝露水準 $K_{II}(8h,max)$ を次式で定義する。

$\ln K_{II}(8h,max) = -1.645 \ln \sigma_g(8h)$ (6.10)

そうすると

$K(8h) = K_{II}(8h,max)$ (6.11)

が成り立てば、信頼水準 50% で不等式 6.6 が成り立つ。逆に信頼水準 50% で不等式 6.7 が成り立つとも言える。

(3) 第 3 曝露水準

$C(8h,1)$ は 95% の確率で

$\ln \mu_g(8h) + 1.645 \ln \sigma_g(8h) > \ln C(8h,1)$

を満たす。ここで第 3 曝露水準 $K_{III}(8h,max)$ を次式で定義する。

$\ln K_{III}(8h,max) = 0$ (6.12)

そうすると

$K(8h) = K_{III}(8h,max)$ (6.13)

が成り立てば、信頼水準 95% で不等式 6.7 が成り立ち、「否」と判断できる。

以上の 3 つの水準により、曝露状態は 4 つに区分され、それぞれ第 1 曝露区分、第 2 曝露区分、第 3 曝露区分および第 4 曝露区分と呼ぶ。各曝露区分の統計学的意味を Table 6.1 に示す。

Table 6.1 Exposure levels and classes categorized by the proposed calssification sceeme

I. $C(8h,max)$ vs. $PEL(8h)$		
Exposure class IV	$K(8h) > K_{III}(8h,max)$	Probability of $C(8h,max) > PEL(8h)$: 95% or more
Exposure level III	$K(8h) = K_{III}(8h,max)$	Probability of $C(8h,max) > PEL(8h)$: 95%
Exposure class III	$K_{III}(8h,max) \geq K(8h) > K_{II}(8h,max)$	Probability of $C(8h,max) > PEL(8h)$: 50-95%
Exposure level II	$K(8h) = K_{II}(8h,max)$	Probability of $C(8h,max) \leq PEL(8h)$: 50%
Exposure class II	$K_{II}(8h,max) \geq K(8h) > K_I(8h,max)$	Probability of $C(8h,max) \leq PEL(8h)$: 50-95%
Exposure level I	$K(8h) = K_I(8h,max)$	Probability of $C(8h,max) \leq PEL(8h)$: 95%
Exposure class I	$K_I(8h,max) \geq K(8h)$	Probability of $C(8h,max) \leq PEL(8h)$: 95% or more
$K(8h)=C(8h,1)/PEL(8h)$, $K_I(8h,max)$, $K_{II}(8h,max)$, $K_{III}(8h,max)$: See Table 6.2		

Table 6.1 (Continue)

II. $\mu(8h)$ vs. PEL(8h)				
Exposure class IV		$K(8h) > K_{III}(8h,\mu)$	Probability of $C(8h,\mu) > PEL(8h)$: 95% or more
Exposure level III		$K(8h) = K_{III}(8h,\mu)$	Probability of $C(8h,\mu) > PEL(8h)$: 95%
Exposure class III	$K_{III}(8h,\mu)$	$K(8h) > K_{II}(8h,\mu)$	Probability of $C(8h,\mu) > PEL(8h)$: 50–95%
Exposure level II		$K(8h) = K_{II}(8h,\mu)$	Probability of $C(8h,\mu) > PEL(8h)$: 50%
Exposure class II	$K_{II}(8h,\mu)$	$K(8h) > K_I(8h,\mu)$	Probability of $C(8h,\mu) \leq PEL(8h)$: 50–95%
Exposure level I		$K(8h) = K_I(8h,\mu)$	Probability of $C(8h,\mu) \leq PEL(8h)$: 95%
Exposure class I	$K_I(8h,\mu) \geq K(8h)$		Probability of $C(8h,\mu) \leq PEL(8h)$: 95% or more
$K(8h)=C(8h,1)/PEL(8h)$, $K_I(8h,\mu)$, $K_{II}(8h,\mu)$, $K_{III}(8h,\mu)$: See Table 6.2				

6. 4 1日平均曝露濃度の算術平均値と基準値との比較

$C(8h)$ の日間分布は近似的に対数正規型であるので、 $\mu(8h)$ は次式で表わされる⁹⁾。

$$\ln \mu(8h) = \ln \mu_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) \tag{6.14}$$

したがって、不等式 6.3 および 6.4 は次のようになる。

$$\ln \mu_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) \leq \ln PEL(8h) \tag{6.15}$$

$$\ln \mu_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) > \ln PEL(8h) \tag{6.16}$$

(1) 第1曝露水準

$C(8h)$ の1日測定値 ($C(8h,1)$) は 95% の確率で

$$\ln \mu_g(8h) - 1.645 \ln \sigma_g(8h) \leq \ln C(8h,1)$$

$$\therefore \ln \mu_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) \leq \ln C(8h,1) + 1.645 \ln \sigma_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h)$$

を満たす。ここで第1曝露水準 $K_I(8h,\mu)$ を次式で定義する。

$$\ln K_I(8h,\mu) = -1.645 \ln \sigma_g(8h) - 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) \tag{6.17}$$

そうすると

$$K(8h) = K_I(8h,\mu) \tag{6.18}$$

が成り立てば、信頼水準 95% で不等式 6.15 が成り立ち「諾」と判断できる。

(2) 第2曝露水準

$C(8h,1)$ は 50% の確率で

$$\ln \mu_g(8h) \leq \ln C(8h,1)$$

$$\therefore \ln \mu_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) \leq \ln C(8h,1) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h)$$

を満たす。ここで第2曝露水準 $K_{II}(8h,\mu)$ を次式で定義する。

$$\ln K_{II}(8h,\mu) = -0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) \tag{6.19}$$

そうすると

$$K(8h) = K_{II}(8h,\mu) \tag{6.20}$$

が成り立てば、信頼水準 50% で不等式 6.15 が成り立つ。逆に、信頼水準 50% で不等式 6.16 が成り立つとも言える。

(3) 第3曝露水準

$C(8h,1)$ は 95% の確率で

$$\ln \mu_g(8h) + 1.645 \ln \sigma_g(8h) > \ln C(8h,1)$$

$$\therefore \ln \mu_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) > \ln C(8h,1) - 1.645 \ln \sigma_g(8h) + 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h)$$

を満たす。ここで第3曝露水準 $K_{III}(8h,\mu)$ を次式で定義する。

$$\ln K_{III}(8h,\mu) = 1.645 \ln \sigma_g(8h) - 0.5 \ln^2 \sigma_g(8h) \tag{6.21}$$

そうすると

$$K(8h) = K_{III}(8h,\mu) \tag{6.22}$$

が成り立てば、信頼水準 95% で不等式 6.16 が成り立ち「否」と判断できる。

以上の3つの水準により、曝露状態は4つに区分され、それぞれ第1曝露区分、第2曝露区分、第3曝露区分および第4曝露区分と呼ぶ。各曝露区分の統計学的意味を Table 6.1 に示す。

6. 5 1日測定値に対する曝露水準

$C(8h)$ の最高値を基準値と比較する方法、および $C(8h)$ の算術平均値を基準値と比較する方法についての評価式を導いた。しかし、これらの式の中には $\sigma_g(8h)$ が含まれており、1日測定値からはこの値は推定できない。そこで、第5章の第2節で求めた産業現場での $\sigma_g(8h)$ の代表値を用いて、1日測定値のための曝露水準を導くこととする。すなわち、式 6.8、6.10、6.12、6.17、6.19 および 6.21 の $\sigma_g(8h)$ に、変動の平均的な場合の代表値である 1.75、および変動が大きい場合の代表値である 2.38 を代入し、各曝露水準を算出した。結果を Table 6.2 に示した。

Table 6.2 Exposure levels for evaluating 8-h TWA of exposure concentration using σ_g of 1.75 or 2.38

I. $C(8h,max)$ vs. PEL(8h)			
	$K_I(8h,max)$	$K_{II}(8h,max)$	$K_{III}(8h,max)$
$\sigma_g=1.75^{*1}$	0.16	0.40	1.00
$\sigma_g=2.38^{*2}$	0.06	0.24	1.00

II. $\mu(8h)$ vs. PEL(8h)			
	$K_I(8h,\mu)$	$K_{II}(8h,\mu)$	$K_{III}(8h,\mu)$
$\sigma_g=1.75^{*1}$	0.34	0.86	2.15
$\sigma_g=2.38^{*2}$	0.16	0.69	2.86

*1: Median of σ_g

*2: 90 percentile of σ_g

6. 6 考察

6.6.1 評価の及ぶ範囲

$C(8h)$ は日々変動しており、ある日の測定値が許容濃度以下であっても、それ以外の日も同様であるとは限らない。そこで日間変動を考慮した1日測定値の評価法が必要となる。本章では、 $C(8h)$ の日間分布が対数正規型であると仮定して評価式を導き、第5章の第2節で求めた $\sigma_g(8h)$ の中央値および90%値を評価式に代入して、曝露水準を求めた。ここで使用した $\sigma_g(8h)$ の中央値および90%値は、連続2日測定あるいは隔日2日測定により推定された値である。このため、これらの値は短期間の $C(8h)$ の日々の変動の大きさを表現するものであり、季節変動や換気能力の低下による変動などは含まれていない。したがって、この評価式が対象としている期間は測定日を含む3カ月程度（季節変動が含まれない期間）であって、しかも同じパターンの作業を行っている日の曝露状態であり、作業内容が異なる日や、測定日から6カ月以上も間隔をおいた時点における曝露状態は対象としていない。

6.6.2 $C(8h, \max)$ と $\mu(8h)$ について

本章では、 $C(8h, \max)$ と $PEL(8h)$ の比較、および $\mu(8h)$ と $PEL(8h)$ の比較の2通りの評価法を提案した。既に述べたように、 $C(8h, \max)$ と $PEL(8h)$ の比較とは、毎日の $C(8h)$ が基準値を超えない場合を「諾」とし、たとえ1日でも基準値を超える場合には「否」とする判断基準に基づいている。それはたとえば急性毒性、あるいは亜急性毒性の強い物質や感作性の物質の場合に適用されるであろう。一方、 $\mu(8h)$ と $PEL(8h)$ の比較とは、 $C(8h)$ の算術平均値が基準値を超えない場合を「諾」とし、逆にそれが基準値を超える場合を「否」とする判断基準に基づいている。それはたとえば長期にわたる累積曝露によって人間に影響を与える物質の場合に適用されるであろう。

6.6.3 各曝露区分の意味

労働者の曝露状態は、3つの曝露水準により4つの曝露区分に分類される。各曝露区分の統計学的意味はTable 6.1にまとめてあるが簡単にふれておく。

第1曝露区分は、基準を満足している（ $C(8h, \max) \leq PEL(8h)$ 、あるいは $\mu(8h) \leq PEL(8h)$ ）確率が95%以上であり、良好な曝露状態と言えよう。第2曝露区分は、基準を満足している確率が50~95%であり、良好な状態である可能性が高い。第3曝露区分は、逆に基準に違反している（ $C(8h, \max) > PEL(8h)$ 、あるいは $\mu(8h) > PEL(8h)$ ）確率が50~95%であり、再調査、あるいは環境改善に向けた対策が必要と言えよう。第4曝露区分は、基準に違反している確率が95%以上であり、早急に曝露状態を改善しなければならない。

6.6.4 $\sigma_g(8h)=1.75$ を使用した評価と $\sigma_g(8h)=2.38$ を使用した評価

先にもふれたが、 $\sigma_g(8h)$ の中央値=1.75とは平均的な日間変動を代表する値である。もう少し厳密に言うと、産業現場においてある1人の労働者を選択した場合、彼自身の $\sigma_g(8h)$ がわかっていなければ、1.75より大きい可能性が50%、小さい可能性が50%という意味となる。つまり、大きい方にも小さい方にも偏らない、 $\sigma_g(8h)$ の推定値である。したがって、 $\sigma_g=1.75$ における曝露区分は標準的な評価と言えよう。それに対し、 $\sigma_g(8h)=2.38$ における

曝露区分は、日間変動が大きいと仮定した場合の評価であり、標準的な評価を補足するのに用いられる。つまり、選択した労働者の日間変動が大きい場合には、 $\sigma_g(8h)=1.75$ を用いた標準的な評価式ではまちがって評価してしまう。このため、 $\sigma_g(8h)=2.38$ を用いた評価も同時に行っておくわけである。

2通りの評価がなされるわけであるが、その組み合わせは様々考えられる。たとえば、 $\sigma_g(8h)=1.75$ での評価が第3あるいは第4曝露区分の場合には改善に向けた行動が必要であるが、たとえ第1あるいは第2曝露区分であっても、 $\sigma_g(8h)=2.47$ での評価が第3あるいは第4曝露区分となった場合には、次の測定において2日間以上の測定を行い、対象労働者自身の $C(8h)$ の幾何標準偏差を求め評価を行うこととする、などの方法があろう。

6. 7 結論

本章では、 $C(8h)$ の1日測定値を用いて、測定していない日も含めてその曝露状態を評価する方法を提案した。産業現場において、各労働者の $C(8h)$ を短期間の間に複数日にわたり測定するのは、要する労力と資金の点から困難と考えられる。今回提案した評価法には、実際の産業現場から得られた日間変動の大きさを使用しており、しかも1日のみの測定値から評価が行える点で実用的でありかつ有用である。

文献 6

- 1) 日本産業衛生学会. 許容濃度の勧告. 産業衛生学雑誌 37:259-282 (1995).
- 2) American Conference of Governmental Industrial Hygienist: Threshold limit values for chemical substances and physical agents and biological exposure indices for 1994-1995. Cincinnati, Ohio: ACGIH (1994).
- 3) RM.Tuggle: Assessment of occupational exposure using one-sided tolerance limits. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 43:338-346 (1982).
- 4) National Institute for Occupational Safety and Health: Exposure measurement action level and occupational environmental variability (DHEW/NIOSH Publication No.76-131). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1975).
- 5) National Institute for Occupational Safety and Health: Statistical methods for the determination of noncompliance with occupational health standards (DHEW/NIOSH Publication No.75-159). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1975).
- 6) SM.Rappaport, S.Selvin: A method for evaluating the mean exposure from a lognormal distribution. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 48:374-379 (1987).
- 7) BG.Armstrong: Confidence intervals for arithmetic means of lognormally distributed exposures. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 53:481-485 (1992).
- 8) 日本規格協会: 統計数値表. 東京: 日本規格協会, p.2-4 (1972).
- 9) National Institute for Occupational Safety and Health: Occupational exposure sampling strategy manual. (DHEW/NIOSH Publication No.77-173). Washington, D.C.: United States Government Printing Office (1977).

第7章 総括

本研究では、産業現場での有害物曝露濃度の時間的変動の性質と大きさを明らかにし、その評価法を提案してきた。以下に、その研究成果を章を追って要約する。

第2章

本研究の目的のひとつは、短時間曝露濃度の時間的変動の性質を明らかにすることであり、したがって短時間曝露濃度を全勤務時間にわたり連続して測定することが必要であった。このため、8本の捕集材を同時にセットし、一定の時間間隔ごとに新しい捕集材に有害物が次々と捕集されていく連続測定器を開発した。装置は、回転式捕集器、タイマーおよび携帯用ポンプより構成される。この連続測定器の性能を検討したが、携帯用ポンプに定流量型のものを用いることにより、各捕集材間の吸気抵抗の違いにかかわらず、最初に設定した流量で安定して空気を吸引することができることが確認された。また、トルエン標準ガスを実際に捕集して測定精度を検討したが、10～400ppmの範囲で2.6～5.2%であり、短時間曝露濃度の連続測定に使用できることがわかった。

第3章

この章では短時間曝露濃度の日内変動の性質とその大きさについて、4つの節に分けて検討した。

第1節

短時間曝露濃度の日内分布を明らかにするため、有機溶剤曝露労働者のべ16名について、第2章で開発した連続測定器を用い、ほぼ全勤務時間にわたり連続して7.5-min TWA (=C(7.5m))を測定し、その分布型の検討を行なった。また、C(7.5m)の時系列データより、15-min TWA (=C(15m))、30-min TWA (=C(30m))および60-min TWA (=C(60m))の時系列データを算出し、それらの分布型についても検討した。検討された仮説は、正規分布仮説、対数正規分布仮説および逆ガウス分布仮説である。

まず、正規分布仮説と対数正規分布仮説を、Shapiro-Wilk W -検定および正規確率紙により検討した。その結果、C(7.5m)およびC(15m)のように平均化時間が短い場合には、正規分布仮説はほとんどすべてのケースで棄却されたのに対して、対数正規分布仮説は多くのケースで棄却されなかった。したがって、C(7.5m)およびC(15m)の分布は正規型と仮定するのは不適切であり、対数正規分布と仮定するのが適切であると言える。一方、C(30m)およびC(60m)のように平均化時間がより長くなった場合でも、正規分布仮説が一部ケースで棄却されたのに対し、対数正規分布仮説は棄却されなかった。このように、C(30m)およびC(60m)でも対数正規分布と仮定する方がより適切であることがわかった。したがって、短時間曝露濃度の評価には、C(7.5m)からC(60m)までの分布を一貫して扱うことができる対数正規分布を用いることができる。

次に、対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説を、Kolmogorov-Smirnov 検定、およびサンプル累積度数 vs. 推定累積度数図により検討した。C(7.5m)およびC(15m)の場合、逆ガウス分布仮説は一部ケースで棄却されたが、対数正規分布仮説はすべてのケースで棄却されなかった。C(30m)およびC(60m)の場合、両仮説はともにいずれのケースでも棄却されな

った。したがって、平均化時間が30分間以上の場合には、逆ガウス分布も適用することができる。

以上の検討結果より、短時間曝露濃度の評価には、これらの仮定に基づいたパラメトリック法を使用することができることがわかった。ただし、以降の検討では、取り扱いの容易な対数正規仮説を用いることにした。

第2節

短時間曝露濃度の日内変動における自己相関の大きさを検討するため、第1節で得られたデータの解析を行なった。

C(7.5m)およびC(15m)の場合、多くのケースで連続する曝露濃度に止の相関が見られ、ある時刻の曝露濃度はそのすぐ前の曝露濃度に引っ張られる傾向を示した。C(30m)の場合も同様の傾向が見られたが、その傾向は減少し負の自己相関があるケースも少数出現した。C(60m)の場合には、相関が正のケースおよび負のケースがほぼ半々となり、前の曝露濃度に引っ張られる傾向は見られなかった。

自己相関関数のパターンは各ケースで異なっており、自己相関がほとんど見られないケース、指数関数的であるケース、あるいは周期関数的であるケースなどがあった。全ケースの平均自己相関関数を算出したが、曝露濃度の平均化時間が30分間以下の場合、指数関数的となり、 $\Delta t \geq 45$ (min) でほぼ0になった。曝露濃度の平均化時間が60分間の場合は、 Δt の値にかかわらずほぼ0であった。

以上のことから、短時間曝露濃度を測定し、その日内分布を推定する場合には、サンプリング間隔（あるサンプルの測定開始時刻から次のサンプルの測定開始時刻までの時間）を45分間以上とすればよいことが示唆された。また、ある平均化時間の短時間曝露濃度の日内分布のパラメータを使って、異なる平均化時間の短時間曝露濃度の日内分布のパラメータを推定する場合には自己相関を考慮することが必要であることもわかった。

第3節

第1節で得られたデータを用い、短時間曝露濃度の平均化時間の変化により、日内分布の幾何平均値および幾何標準偏差がどのように変化するかを検討した。その結果、平均化時間が長くなると、幾何平均値は大きくなり、逆に幾何標準偏差は小さくなることがわかった。

また、ある平均化時間の短時間曝露濃度の日内分布のパラメータから別の平均化時間の短時間曝露濃度の日内分布のパラメータを推定する方法として、Larsen が一般大気中の有害物濃度の検討から導いた方法（Larsen 法）、および短時間曝露濃度が自己相関を持っていることを考慮した2つの方法（固有自己相関法および平均自己相関法）、さらに短時間曝露濃度の変動がランダムであると仮定する方法（ランダム法）について、その推定精度を検討した。その結果、ランダム法により推定した幾何平均値および幾何標準偏差にはバイアスがかかることがわかった。固有自己相関法および平均自己相関法を用いた場合には、幾何平均値および幾何標準偏差をバイアスなしに推定できた。これら2つの方法の推定精度は同程度であり、したがってケースごとに自己相関係数を求める必要のない平均自己相関法はすぐれた方法であると言える。Larsen 法を使用した場合にも、幾何平均値および幾

何標準偏差をバイアスなく推定できた。この方法もケースごとに自己相関係数を求める必要がなく非常に有用であることがわかった。したがって、自己相関法あるいは Larsen 法を使用すれば平均化時間の異なる短時間曝露濃度の日内分布をバイアスなく推定することが可能であることが示唆された。ただし、 N （平均化時間の比）が大きくなると、ケースによっては誤差が大きくなるので注意が必要である。

第4節

第1節、第2節および第3節での検討を通して、短時間曝露濃度の時間的変動に関する性質が明らかになった。第4節では、産業現場一般での短時間曝露濃度の日内変動の大きさを明らかにするため、有機溶剤曝露労働者のべ101名について、各人ごとに $C(15m)$ および $C(45m)$ を5回以上測定した。そして、第1節のデータと合わせて計117ケースの $C(15m)$ および $C(60m)$ の変動の大きさを推定した。

$C(15m)$ の幾何標準偏差 ($s_g(15m)$) は1.06～8.44の範囲であり、その10%値、50%値および90%値はそれぞれ1.41、2.27 および4.50であった。対数正規分布を仮定すれば、 $C(15m)$ の1日の最高値と最低値の比はそれぞれ4.40、34.2 および654と推定された。また、 $C(15m)$ の1日の最高値と1日平均曝露濃度の比はそれぞれ1.98、4.18 および8.25と推定された。

$C(60m)$ の幾何標準偏差 ($s_g(60m)$) は1.12～6.65の範囲であり、その10%値、50%値および90%値はそれぞれ1.24、1.74 および3.42であった。対数正規分布を仮定すれば、1日の最高値と最低値の比はそれぞれ1.94、5.48 および43.6と予想された。また、 $C(60m)$ の1日の最高値と1日平均曝露濃度の比はそれぞれ1.36、2.01 および3.10と推定された。

併せて、有害物の使用状況や労働者の動きなど、いくつかの要因と短時間曝露濃度の変動の大きさとの関連についても検討したが、有機溶剤の使用工程が連続的な場合に比べ、間欠的な場合の方が短時間曝露濃度の変動が大きかった。また、発生源が固定されている場合よりも、移動する場合の方が曝露濃度の変動が大きかった。

以上のように、短時間曝露濃度の日内変動は相当大きく、有機溶剤曝露労働者の健康障害を予防するためには、短時間の高濃度曝露の監視が不可欠であり、特に有機溶剤の使用工程が間欠的である場合、および発生源が移動する場合には注意が必要であることが示唆された。

第4章

短時間の高濃度曝露による健康障害を予防するために日本産業衛生学会および米国産業衛生官会議 (ACGIH) は $C(15m)$ の基準 (PEL(15m)) を定めている。また、米国労働安全衛生局 (OSHA) は $C(15m)$ の基準のほかに、物質によっては30-min TWA の基準も定めている。第4章では、対数正規分布仮説に基づき、労働者の有害物への曝露状態がこれら短時間曝露濃度の基準を満たしているか、あるいは逆に基準に違反しているか、についての評価法を提案した。

評価法はサンプリング計画の違いにより2種類に分けられる。ひとつは高濃度になる時間帯が正確に予測できない場合であり、全勤務時間の中から3回以上の測定時間帯をランダムに選択して曝露濃度を測定し、測定していない時間帯も含めて短時間の高濃度曝露を評価する方法である。もうひとつは、高濃度曝露を受ける時間帯が予測できる場合であり、

それらの中から3回以上の測定時間帯を選択して曝露濃度を測定し、短時間の高濃度曝露を評価する方法である。

いずれの評価法でも、短時間曝露濃度を3回以上測定して統計量 $K(15m)$ を求め、曝露水準 $K_L(15m)$ 、 $K_H(15m)$ および $K_M(15m)$ と比較して曝露区分を決定する。これら曝露水準の値は非心 t -分布から算出し表にまとめた。曝露区分は4つあり、それらの統計学的意味は次のようである。第1曝露区分は、基準を満足している確率が95%以上であり、良好な曝露状態と言える。第2曝露区分は、基準を満足している確率が50～95%であり、良好な状態である可能性が高い。第3曝露区分は、逆に基準を超えている確率が50～95%であり、再調査、あるいは環境改善に向けた対策が必要と言える。第4曝露区分は、基準を超えている確率が95%以上であり、早急に曝露状態を改善しなければならない。

本章で提案した評価法は、2通りのサンプリング計画に対応できるので、ほとんどあらゆるケースに適用できる。ただし、この評価法が対象としているのは測定した日の短時間の高濃度曝露であり、測定していない日の短時間曝露濃度の評価は含まれていない。1日平均曝露濃度は日によって大きく異なるため、短時間曝露濃度の最高値も日々大きく変化していると予想される。このような日間変動も含めて短時間曝露濃度の評価を行なうことができれば理想的であるが、それは今後の課題としたい。

第5章

この章では1日平均曝露濃度の日間変動の性質とその大きさについて、2つの節に分けて検討した。

第1節

有機溶剤曝露労働者のべ8名の1日平均曝露濃度 ($C(8h)$) を4～5週間にわたり連続して測定し、その日間分布を検討した。検討された仮説は、正規分布仮説、対数正規分布仮説および逆ガウス分布仮説である。

まず、正規分布仮説と対数正規分布仮説を、Shapiro-Wilk W -検定および正規確率紙により検討した。その結果、8ケース中4ケースではどちらの仮説も棄却されなかった。しかし、残りの4ケースでは、正規分布仮説が棄却されたのに対し、対数正規分布仮説は棄却されなかった。したがって、 $C(8h)$ の日間分布としては対数正規型と仮定するのが適切であろう。

次いで、対数正規分布仮説と逆ガウス分布仮説を、Kolmogorov-Smirnov 検定およびサンプル累積度数 vs. 推定累積度数図により検討した。その結果、いずれのケースでも両仮説は棄却されず、しかも KS 統計値もほぼ同程度であった。したがって、どちらの分布でも $C(8h)$ の日間変動を扱うことができる。ただし、以後の検討では、取り扱いの容易な対数正規仮説を用いることとした。

また、同じデータを用い、1日平均曝露濃度の日間にわたる自己相関も検討したが、ほとんどのケースで $C(8h)$ の自己相関はなく、前日の曝露濃度に引っ張られる傾向は見られなかった。したがって、 $C(8h)$ の日間変動の大きさを推定する場合、サンプリング間隔に特に注意する必要はないことが示唆された。

第2節

産業現場一般での1日平均曝露濃度の日間変動の大きさを明らかにするため、有機溶剤曝露労働者のべ126名を対象とし各人2日間の $C(8h)$ を測定した。2日間測定値から算出した幾何標準偏差($s_{g2}(8h)$)は1.00～6.88の範囲にあり、その50%値は1.46、90%値は2.38であった。

しかし、2日間測定値から推定された $s_{g2}(8h)$ の個々の値には大きな誤差が含まれていると考えられる。そこで、多数日の測定値から算出した推定値($s_g(8h)$)と $s_{g2}(8h)$ との関連を検討し、その補正方法を明らかにした。その結果、 $s_{g2}(8h)$ の50%値は $s_g(8h)$ の50%値よりも小さくなる傾向があり、次式により補正する必要があることがわかった。

$$\sigma_g(8h) = (s_{g2}(8h) \text{の } 50\% \text{ 値})^{1.48}$$

この方法により $s_{g2}(8h)$ の50%値を補正すると、 $\sigma_g(8h)$ の50%値=1.75 が得られた。したがって、この値を1日平均曝露濃度の日間変動の平均的な場合の代表値として扱うこととした。また、 $s_{g2}(8h)$ の90%値=2.38については補正の必要性は認められなかったので、 $\sigma_g(8h)$ の90%値=2.38とし、日間変動が大きい場合の代表値として扱うこととした。

第6章

有害物曝露による健康障害を予防するため、日本産業衛生学会およびACGIHでは $C(8h)$ に対する基準値(PEL(8h))を定めている。しかし、 $C(8h)$ は日々変動しているので、ある日の測定値が基準値以下であっても、他の日の $C(8h)$ が基準値以下であるとは限らない。このため第6章では、 $C(8h)$ の1日測定値($C(8h,1)$)を用い、測定していない日も含めた曝露状況を評価する方法を提案した。

評価法は $C(8h)$ の95パーセンタイル($C(8h,max)$)とPEL(8h)の比較、および $C(8h)$ の一定期間の算術平均値($\mu(8h)$)とPEL(8h)の比較の2通りである。 $C(8h,max)$ とPEL(8h)の比較とは、毎日の $C(8h)$ が許容濃度を超えない場合を「諾」とし、たとえ1日でも許容濃度を超える場合には「否」とする判断基準に基づいており、それはたとえば急性毒性、あるいは亜急性毒性の強い物質や感作性の物質の場合に適用される。一方、 $\mu(8h)$ とPEL(8h)の比較とは、 $C(8h)$ の算術平均値が許容濃度を超えない場合を「諾」とし、逆にそれが許容濃度を超える場合を「否」とする判断基準に基づいており、それはたとえば長期にわたる累積曝露によって人間に影響を与える物質の場合に適用される。

いずれの評価法でも、1日測定値から統計量 $K(8h)$ を算出し、曝露水準 $K_I(8h,max)$ 、 $K_{II}(8h,max)$ および $K_{III}(8h,max)$ 、あるいは $K_I(8h,\mu)$ 、 $K_{II}(8h,\mu)$ および $K_{III}(8h,\mu)$ と比較して曝露区分を決定する。これら曝露水準を導くためには日間変動の大きさが必要であるが、それには第5章の第2節で見いだした産業現場一般の値を用いた。すなわち、日間変動が平均的なケースの評価には $\sigma_g(8h)$ の50%値=1.75を、日間変動が大きいケースの評価には $\sigma_g(8h)$ の90%値=2.38を用いて、曝露水準を算出した。曝露区分は4つあるが、それらの統計学的意味は第4章と同様である。

$\sigma_g(8h)=1.75$ および $\sigma_g(8h)=2.38$ を用いて2通りの評価がなされるわけであるが、その組み合わせは様々考えられる。たとえば、 $\sigma_g(8h)=1.75$ での評価が第3あるいは第4曝露区分の場合には改善に向けた行動が必要であるが、たとえ第1あるいは第2曝露区分であっても、 $\sigma_g(8h)=2.47$ での評価が第3あるいは第4曝露区分となった場合には、次回の測定にお

いて2日間以上の測定を行い、対象労働者自身の $C(8h)$ の幾何標準偏差を求め評価を行うこととする、などの方法がある。

実際の産業現場では、季節ごとに1回の曝露濃度測定を実施できればよい方であり、したがって、1日測定値を用いた今回の評価法は有用であろう。

本研究により、産業現場での短時間曝露濃度の日内変動の性質と大きさ、および1日平均曝露濃度の日間変動の性質と大きさが明らかとなった。また、短時間曝露濃度を3回以上測定し、測定していない時間帯をも含めた短時間の高濃度曝露を評価する方法を確立した。さらに、1日平均曝露濃度の1日測定値を用い、測定していない日も含めた曝露状態を評価する方法も確立した。これにより、有害物を取扱う労働者の曝露状態を適確に評価できるようになり、したがって、有害物曝露による健康障害を予防する上で大いに役に立とう。

付録. 逆ガウス分布について

A. 1 はじめに

第3章の第1節でも述べたように、曝露濃度分布は、その強い非対称性ゆえに、これまで対数正規型に分布すると仮定されてきた。本研究でも、短時間曝露濃度の日内分布は平均化時間が7.5-min から60-min の範囲で近似的に対数正規型であることを(第3章の第1節)、また1日平均曝露濃度の日間分布も近似的に対数正規型であることを(第5章の第1節)を確認した。しかし、理論的には対数正規分布は再生性を持たない。一方、逆ガウス分布は非対称の分布であり、かつ逆ガウス分布からのランダムサンプルの平均値は逆ガウス型に分布する^{1,2)}。したがって、もし逆ガウス分布が曝露濃度の変動を記述できれば、平均化時間の変化による曝露濃度分布の変化を記述することが理論的に可能になる。本研究ではこの点の検討を行い、平均化時間が30分間および60分間の短時間曝露濃度の日内分布は逆ガウス分布で記述できることを(第3章の第1節)、また、1日平均曝露濃度の日間分布も逆ガウス型で記述できることを(第5章の第1節)示した。そこで、この付録では、第1に逆ガウス分布と対数正規分布の比較を行い、第2に逆ガウス分布の曝露データへの適用について理論面から考えてみる。

A. 2 逆ガウス分布と対数正規分布の比較

逆ガウス分布の確率密度関数は、2つのパラメータ、 μ および λ を用い次式で表わされる^{1,2)}。

$$f(x) = \sqrt{\frac{\lambda}{2\pi x^3}} \exp(-\lambda(x-\mu)^2/2\mu^2x) \quad x > 0,$$
$$f(x) = 0, \quad x \leq 0. \tag{A.1}$$

式 A.1 の逆ガウス分布に従う確率変数 X の期待値 ($E[X]$) および分散 ($Var[X]$) はそれぞれ μ および μ^3/λ である。したがって変動係数 ($CV[X]$) は $\sqrt{\mu/\lambda}$ である。

対数正規分布の確率密度関数は、2つのパラメータ、 μ_g および σ_g を用い次式で表わされる³⁾。

$$g(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi y \ln \sigma_g}} \exp(-(\ln y - \ln \mu_g)^2 / 2 \ln^2 \sigma_g) \quad y > 0,$$
$$g(y) = 0, \quad y \leq 0. \tag{A.2}$$

式 A.2 の対数正規分布に従う確率変数 Y の期待値 ($E[Y]$) および分散 ($Var[Y]$) はそれぞれ $\exp(\ln \mu_g + \frac{1}{2} \ln^2 \sigma_g)$ および $\exp(2 \ln \mu_g + \ln^2 \sigma_g) (\exp(\ln^2 \sigma_g) - 1)$ である。

期待値が1、分散が0.125~8の場合の逆ガウス分布と対数正規分布のパラメータをTable A.1 にまとめた。Figure A.1 は2つの分布の確率密度関数を比較したものである。Var<1の時、逆ガウス分布と対数正規分布の確率密度関数はよく一致している。しかし、Var>2になると、2つの確率密度関数にはかなりの差が生じており、逆ガウス分布の方がよりピークが高くなることわかる。Figure A.2 は2つの分布の分布関数を対数正規確率紙上で比較したものである。なお、逆ガウス分布の分布関数はコンピュータにより数値積分を行ない算出した。Var = 1の時は、逆ガウス分布と対数正規分布の分布関数はよく一致する。しかし、Varが大きくなると、差が大きくなり、Varが2, 4および8 ($CV = \sqrt{2}, 2, 2\sqrt{2}$)

の時、2つの分布関数の差の最大値はそれぞれ0.05, 0.08 および 0.12であった。

Table A.1 Parameters for inverse Gaussian and log-normal distributions

E	1	1	1	1	1	1	1
Var	0.125	0.25	0.5	1	2	4	8
CV	0.35	0.50	0.71	1.00	1.41	2.00	2.83
I.G. parameters							
μ	1	1	1	1	1	1	1
λ	8	4	2	1	0.5	0.25	0.125
L.N. parameters							
μ_g	0.95	0.90	0.82	0.71	0.58	0.45	0.34
σ_g	1.41	1.60	1.89	2.30	2.85	3.56	4.40

E: Expectation, Var: Variance, CV: Coefficient of variation

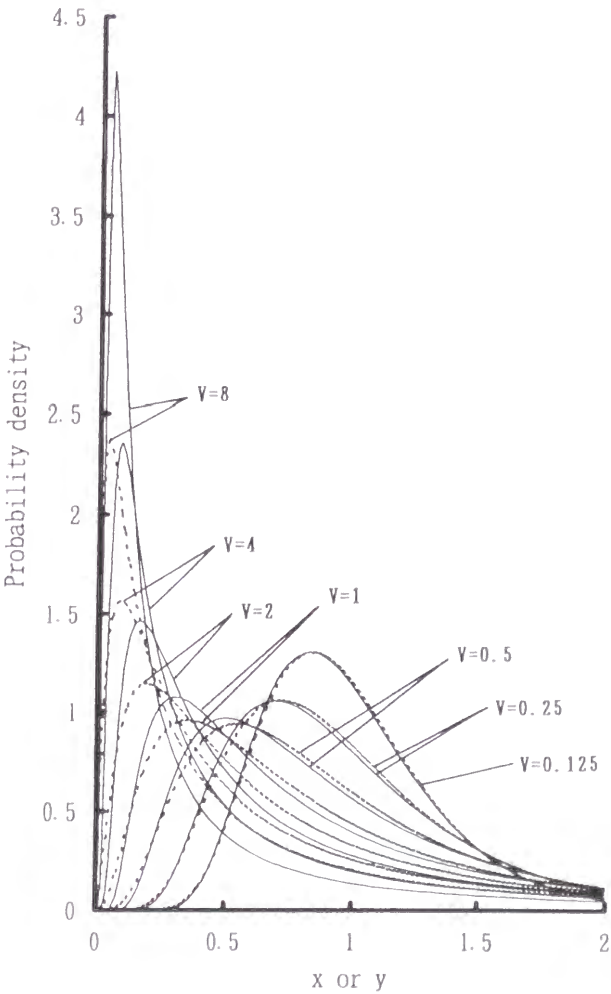


Figure A.1 Comparison between inverse Gaussian and lognormal probability functions
—: Inverse Gaussian, ----: Lognormal

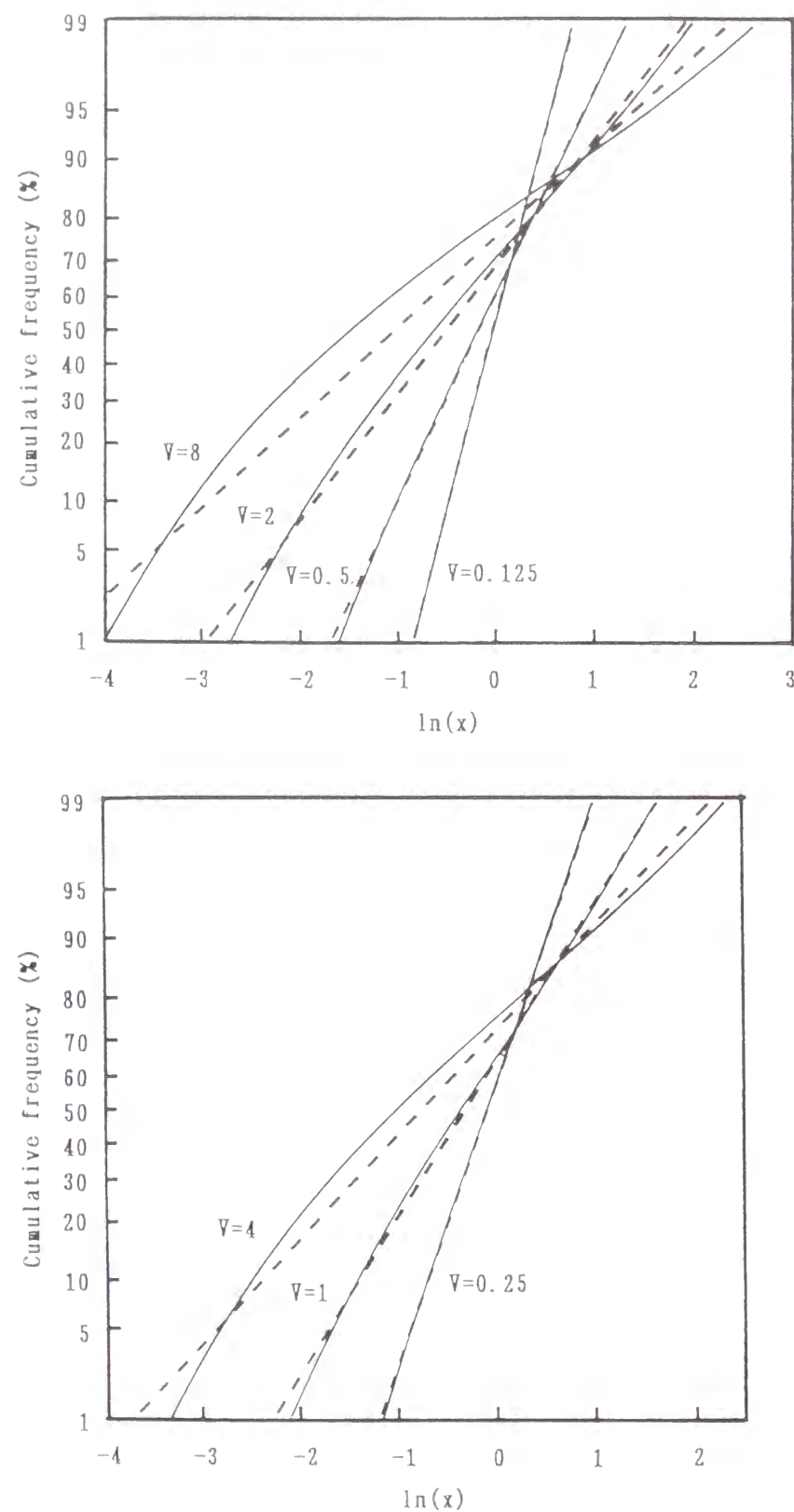


Figure A.2 Comparison between inverse Gaussian and lognormal distribution functions
—: Inverse Gaussian, ----: Lognormal

A. 3 データよりのパラメータの推定

逆ガウス分布のパラメータの最尤推定値は次式で示される^{1,2)}。

$$\mu = \sum_{i=1}^n C_i / n \quad (\text{A.3})$$

$$\lambda = n / \sum_{i=1}^n (1/C_i - 1/\mu), \quad (\text{A.4})$$

ここで、 C_i は曝露濃度の i 番目の値、 n はサンプル数である。

第3章の第1節で調査した16ケースの短時間曝露濃度の日内分布、および第5章の第1節で調査した8ケースの1日平均曝露濃度の日間分布について、 μ および λ の最尤推定値を算出しTable A.2およびA.3に示した。

Table A.2 Estimated parameters of inverse Gaussian distribution for short-term exposure

Worker	7.5-min TWA			15-min TWA			30-min TWA			60-min TWA		
	μ^*	λ^*	CV	μ^*	λ^*	CV	μ^*	λ^*	CV	μ^*	λ^*	CV
a	78.8	22.2	1.88	80.2	30.3	1.63	83.4	43.5	1.38	82.0	46.7	1.33
b	53.3	4.9	3.29	53.3	8.9	2.44	53.3	28.9	1.36	53.3	51.7	1.02
c(T)	2.1	1.4	1.22	2.0	1.9	1.03	2.1	2.5	0.92	2.2	5.3	0.64
c(X)	26.0	18.7	1.18	25.4	30.5	0.91	25.9	58.8	0.66	26.1	79.9	0.57
d(T)	5.6	10.0	0.75	6.0	11.8	0.71	5.8	20.8	0.53	5.8	31.6	0.43
d(X)	28.0	2.0	3.70	29.3	3.4	2.95	30.5	35.9	0.92	30.5	55.3	0.74
e	6.5	0.7	3.03	6.5	1.1	2.47	6.5	1.2	2.31	6.5	2.8	1.53
f	20.1	5.8	1.86	19.0	7.2	1.62	18.8	11.7	1.26	18.6	22.8	0.90
g(S)	16.1	23.3	0.83	16.1	27.5	0.77	16.2	55.9	0.54	16.4	138.2	0.34
g(A)	50.1	48.5	1.02	50.1	55.3	0.95	51.2	106.7	0.69	50.8	184.2	0.53
h(S)	21.8	5.9	1.92	21.2	7.4	1.69	21.2	10.9	1.39	21.2	15.5	1.17
h(A)	26.5	6.3	2.05	24.2	7.7	1.77	24.2	11.7	1.44	24.2	24.4	0.99
i(A)	230.5	112.4	1.43	237.9	150.8	1.26	232.4	474.1	0.70	226.6	595.9	0.62
i(H)	4.0	0.9	2.13	3.9	1.5	1.63	4.0	2.1	1.38	4.0	4.5	0.95
j(A)	867.1	45.7	4.36	867.1	53.7	4.02	867.1	170.3	2.26	920.6	473.3	1.39
j(H)	125.1	18.2	2.62	125.2	22.9	2.34	125.1	40.8	1.75	120.5	69.4	1.32

*: ppm

Table A.3 Estimated parameters of inverse Gaussian distribution for daily average exposure

Worker	I.G. Parameter		
	μ (ppm)	λ (ppm)	CV
I(A)	752	27400	0.17
I(H)	25.4	116	0.47
II(A)	351	4200	0.29
II(H)	55.0	592	0.30
III(T)	12.1	68.6	0.42
III(X)	16.7	94.6	0.42
IV	16.7	6.4	1.61
V	14.2	15.7	0.95

A. 4 逆ガウス分布のパーセンタイル

曝露濃度を逆ガウス分布で扱うためには、分布のパーセンタイルの算出が容易にできる必要がある。そこで、確率変数 $Z=X/E[X]$ の分布を考えるならば、 Z は $\mu=1, \lambda=1/CV[X]^2$ の逆ガウス分布に従うことがわかる。この変換により、すべての逆ガウス分布は1つのパラメータ CV により表わすことが可能となる。 $CV=0.25\sim4$ の逆ガウス分布のパーセンタイルを数値積分により算出し、Table A.4 および Figure A.3 に示した。横軸が CV 、縦軸が Z のパーセンタイル、すなわち $X/E[X]$ のパーセンタイルである。この図を使えば $CV=0.25\sim4$ の逆ガウス分布のパーセンタイルを容易に算出できる。

Example A.1

第5章の第1節で調査した労働者IVのトルエン曝露濃度（8-h TWA）の30日間のデータより、99、95、90、50、10、5および1パーセンタイルをFigure A.3を使って求める。

- 1) データより μ および λ の最尤推定値を算出し（16.7ppm および 6.4ppm）、これらの値から $CV=1.61$ が求まる。
- 2) Figure A.3 より、 $CV=1.61$ の場合の $X/E[X]$ の各パーセンタイルを読み取ると、それぞれ 7.8、3.9、2.5、0.45、0.12、0.086、0.052 である。
- 3) $X/E[X]$ のパーセンタイルに $E[X]$ （ $=\mu$ ）を掛けて X のパーセンタイルを算出すると、それぞれ 130、65.1、41.8、7.5、2.0、1.4、0.9ppm となる。

第3章の第1節および第5章の第1節では、逆ガウス分布への適合度を Kolmogorov-Smirnov 検定およびサンプル累積度数 vs. 推定累積度数図により調べたが、これらの方法は逆ガウス分布の分布関数を算出しなければならない。Figure A.3 を用いれば、このような手間を省くことができる。

Table A.4 Percentiles of inverse Gaussian distribution

E	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Var	1/16	1/8	1/4	1/2	1	2	4	8	16
CV	0.25	0.35	0.50	0.71	1.00	1.41	2.00	2.83	4.00
Percentile									
1	0.550	0.430	0.308	0.201	0.120	0.067	0.035	0.018	0.009
5	0.647	0.537	0.413	0.289	0.184	0.107	0.059	0.031	0.016
10	0.707	0.606	0.486	0.357	0.238	0.144	0.081	0.043	0.022
20	0.788	0.704	0.595	0.467	0.332	0.213	0.125	0.069	0.036
30	0.852	0.785	0.692	0.570	0.430	0.291	0.179	0.101	0.054
40	0.911	0.862	0.788	0.680	0.541	0.388	0.249	0.146	0.080
50	0.970	0.942	0.891	0.804	0.676	0.514	0.349	0.213	0.120
60	1.033	1.029	1.007	0.953	0.848	0.690	0.500	0.322	0.189
70	1.105	1.130	1.149	1.143	1.085	0.953	0.750	0.521	0.322
80	1.195	1.262	1.339	1.413	1.448	1.398	1.225	0.947	0.641
90	1.332	1.469	1.653	1.886	2.143	2.358	2.422	2.233	1.794
95	1.456	1.662	1.961	2.377	2.922	3.553	4.134	4.432	4.218
99	1.717	2.086	2.668	3.581	4.984	7.053	9.903	13.440	17.145

E: Expectation, Var: Variance, CV: Coefficient of variation

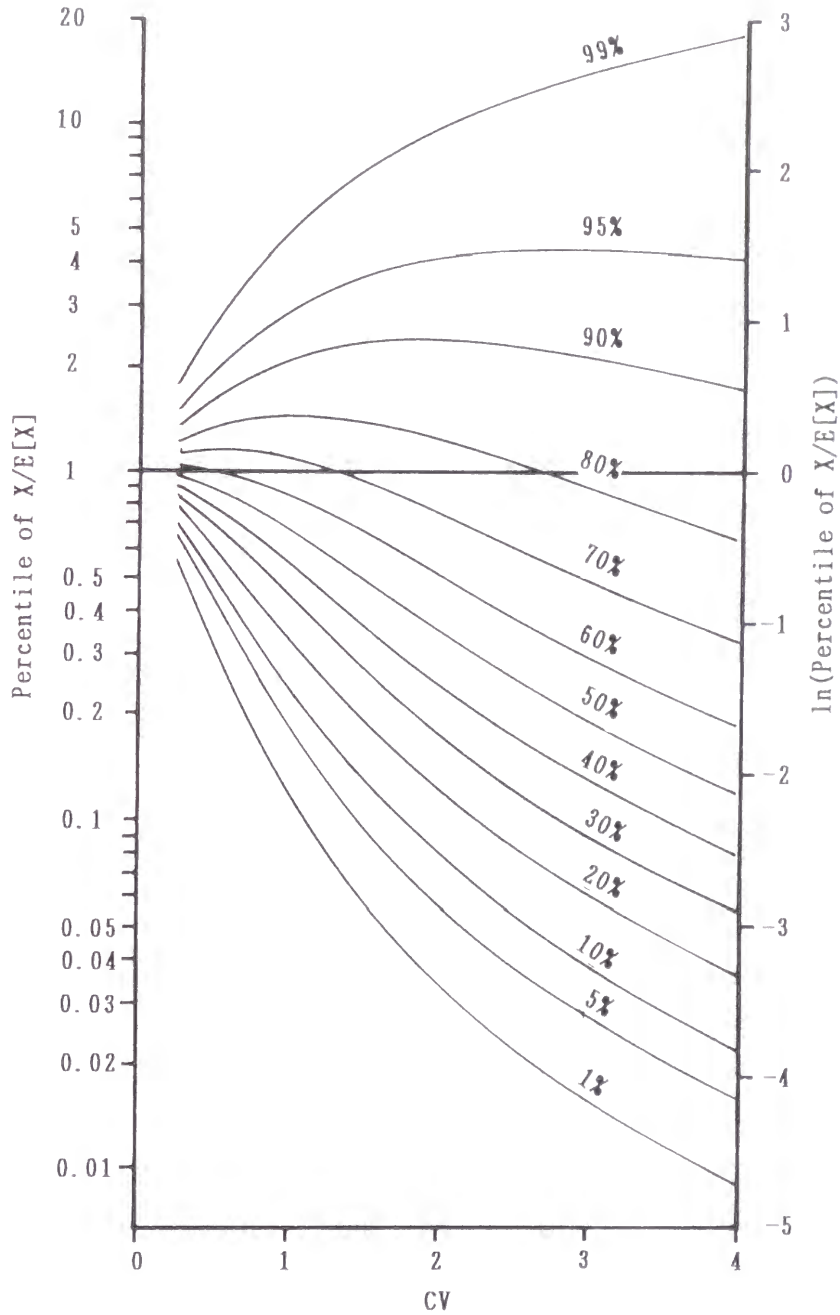


Figure A.3 Percentiles of inverse Gaussian distribution

Example A.2

第3章の第1節で調査した労働者fのクロロベンゼン曝露濃度（15-minTWA）のデータを用い逆ガウス分布するか、否かを判断する。

- 1) データより μ および λ の最尤推定値を算出し（19.0ppm および 7.2ppm）、これらの値から $CV=1.62$ が求まる。
- 2) Figure A.3 より、 $CV=1.62$ の場合の $X/E[X]$ のパーセントイルを読み取り、逆ガウス確率紙を Figure A.4 のように作成する。
- 3) データをプロットする。そして、 μ と λ の最尤推定値に基づく逆ガウス分布を確率紙上に書く。それは直線になるが、プロットしたデータがこの直線にのっているので逆ガウス分布に従うと判定できる。

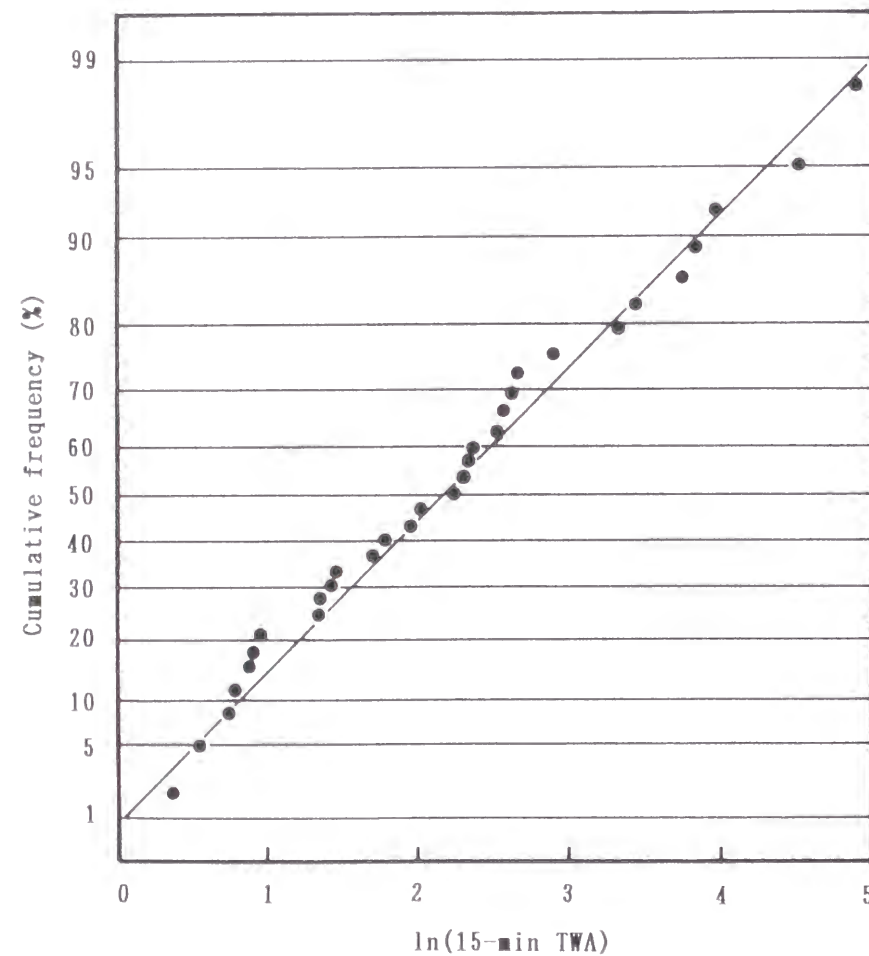


Figure A.4 Cumulative frequency distribution of 15-min TWAs of exposure concentration for Worker f on the inverse Gaussian probability paper of $CV=1.62$

A. 5 平均化時間の変化に伴う逆ガウス分布のパラメータの変化

平均化時間の変化により曝露濃度分布は変化するが、曝露分布が逆ガウス型であると仮定した場合のパラメータの変化について考えてみる。パラメータ μ および λ の逆ガウス分布から、 N 個のランダムサンプル（ $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$ ）を取り出して算術平均すると、その値（ \bar{X} ）はパラメータ μ および $N\lambda$ の逆ガウス分布に従う。この性質を使えば、平均化時間の変化した場合のパラメータは容易に算出できる。平均化時間 T 分間の曝露濃度分布のパラメータを $\mu(Tm)$ および $\lambda(Tm)$ とすれば、平均化時間 TN 分間の曝露濃度分布のパラメータ $\mu(TNm)$ および $\lambda(TNm)$ は次式で示される。

$$\mu(TNm) = \mu(Tm) \quad (A.5)$$

$$\lambda(TNm) = N\lambda(Tm) \quad (A.6)$$

$$\text{また } CV_N = \frac{1}{\sqrt{N}} CV_1 \quad (A.7)$$

となる。ここで CV_1 および CV_N はそれぞれ X および \bar{X} の変動係数である。

Example A.3

Example A.1 で求めた 8-h TWA の分布から、40-h TWA（すなわち 5 日間平均値）の分布を推定する。

- 1) 一般に 8-h TWA の変動には自己相関はないので、ランダム変動と捉えることができる。したがって、40-hTWA は 5 個の 8-hTWA のランダムサンプルの算術平均値と見做される。
- 2) 8-h TWA の分布の $\mu(8h)$ および $\lambda(8h)$ はそれぞれ 16.7ppm および 6.4ppm であるから、40-h TWA の分布の $\mu(40h)$ および $\lambda(40h)$ はそれぞれ 16.7ppm および 32.0ppm と推定され、また CV は 0.72 と推定される。
- 3) 推定結果の確認のため、この逆ガウス確率紙を作成し、推定した分布（つまり直線）を書き込む。そして、8-h TWA の時系列データより、40-h TWA を直接算出し、逆ガウス確率紙にプロットすると推定した直線にまますのことがわかる（Figure A.5）。

Example A.4

Example A.2 で求めた 15min TWA の分布から、60-min TWA の分布を推定する。

- 1) この例の場合、15min TWA の時系列データに自己相関はほとんどないので（Table 3.11 参照）、ランダム変動と捉えることができる。したがって、60-min は 4 個の 15-min TWA のランダムサンプルの算術平均値と考えることができる。
- 2) 15-min TWA の分布の $\mu(15m)$ および $\lambda(15m)$ はそれぞれ 19.0ppm および 7.2ppm であるから、60-min TWA の分布の $\mu(60m)$ および $\lambda(60m)$ はそれぞれ 19.0ppm および 28.8ppm と推定され、また CV は 0.72 と推定される。
- 3) 推定結果の確認のため、この逆ガウス確率紙を作成し、推定した分布（つまり直線）を書き込む。そして、15-minTWA の時系列データより、60-minTWA を直接計算し、逆ガウス確率紙にプロットすると推定した直線にまますのことがわかる（Figure A.6）。

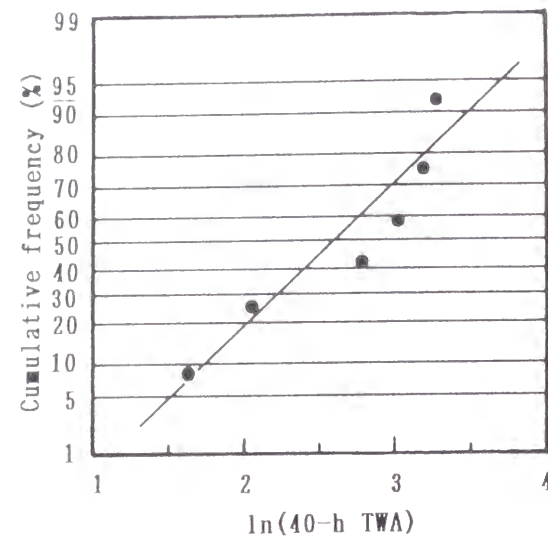


Figure A.5 Cumulative frequency distribution of 40-h TWAs of exposure concentration for Worker IV on the inverse Gaussian probability paper of CV=0.72
 —: Distribution of 40-h TWAs estimated from that of 8-h TWAs
 ●: 40-h TWAs directly calculated from 8-h TWAs

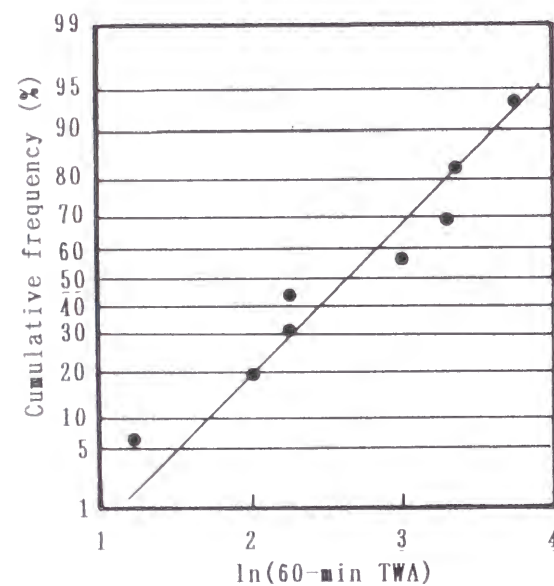


Figure A.6 Cumulative frequency distribution of 60-min TWAs of exposure concentration for Worker f on the inverse Gaussian probability paper of CV=0.81
 —: Distribution of 60-min TWAs estimated from that of 15-min TWAs
 ●: 60-min TWAs directly calculated from 15-min TWAs

第3章の第2節および第5章の第1節で示したように、平均化時間が60分間の短時間曝露濃度の日内変動、あるいは8-h TWAの日間変動には、一般に自己相関はないので、変動係数の変換のために式A.7を使用できる。しかし、平均化時間が30分間以下の短時間曝露濃度は一般に正の自己相関を持っている。したがって、変動係数の変換には式A.7を使用できない。このため、次式により変動係数を算出する。

$$CV_N = \sqrt{\frac{f}{N}} CV_1 \quad (A.8)$$

ここで、 f は第3章の第3節で示した値であり、自己相関係数から算出される。

A. 6 まとめ

逆ガウス分布は長所と短所を持っている。長所は分布の再生性であり、短所は1つの標準型に変換できないため、分布のパーセンタイルの推定やデータの逆ガウス分布への適合度の検討に手間がかかることである。ここでは、この短所を補うために、CV=0.25~4の逆ガウス分布についてそのパーセンタイルを算出して図に示した。また、異なる平均化時間の曝露濃度分布のパラメータを推定する方法を示し、さらに、事例により、曝露濃度データの取扱い方をも示した。上記したように、30-min TWAおよび60-min TWAの日内分布、および8-h TWAの日間分布は逆ガウス分布により記述できるので、ここでの検討は産業現場での個人曝露濃度の評価に資するであろう。

文献 付録

- 1) N.L.Johnson, S.Kotz: Distributions in statistics: Continuous univariate distributions-1. John Wiley & Sons, Inc. New York. p.137-153 (1970).
- 2) J.L.Folks, R.S.Chhikara: The inverse gaussian distribution and its statistical application- a review. J.R.Statist Soc.B. 40:263-289 (1978).
- 3) 日本規格協会: 統計数値表 解説. 東京: 日本規格協会, p.102 (1972).

謝辞

本研究を行うにあたり、終始懇篤な御指導を賜りました京都大学大学院工学研究科環境工学専攻の高木興一教授に深厚なる謝意を表します。また、本研究を共に遂行し、適切な御助言をいただきました大阪府立公衆衛生研究所労働衛生部の松永 一朗 主任研究員に心から感謝いたします。

本研究のデータは多くの産業現場から得られたものであり、協力していただきました企業および従業員の皆さんに感謝するとともに、これら企業の健康管理・環境管理を共に担っている大阪府立公衆衛生研究所労働衛生部の 田淵武夫 主任研究員、小坂 博 主任研究員、平田 衛 主任研究員、宮島啓子 主任研究員、ならびに吉田俊明 研究員に心より感謝いたします。また、本研究の遂行に際しまして、快適な研究環境を提供していただきました労働衛生部の織田 肇 部長および安藤 剛 副部長をはじめ部員の方々に謝意を表します。

最後に、人生の岐路でいつも御指導を賜りました山本剛夫京都大学名誉教授に深く感謝いたします。

論文発表

- 1) 杉本寛治、熊谷信二： わが国の産業現場における有機溶剤個人曝露量測定の実施状況調査. 産業医学. 1986;28:370-376.
- 2) 杉本寛治、石橋富和、中村清一、安藤 剛、松永 一朗、平田 衛、田淵武夫、小坂 博、熊谷信二、吉田俊明、逢坂隆子： 大阪府下における小規模事業所の健康管理に関する訪問実態調査. 産業医学 1987;29:511-518.
- 3) 松永一朗、熊谷信二、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 1）日間変動を考慮した個人曝露濃度の評価法. 産業医学 1988;30:179-185.
- 4) 熊谷信二、松永一朗、田淵武夫、小坂 博、吉田俊明、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 2）鉛曝露労働者の個人曝露濃度の日間変動と 1 日測定値の評価の試み. 産業医学 1988;30:186-195.
- 5) 田淵武夫、熊谷信二、松永一朗、吉田俊明、小坂 博、宮島啓子、平田 衛、杉本寛治： 芳香族ニトロ・アミノ化合物曝露労働者における個人曝露と血中メトヘモグロビン量に関する調査. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1988;26:1-6.
- 6) 熊谷信二、松永一朗、杉本寛治、日下幸則、白川太郎： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 3）個人曝露濃度（8-h TWA）の日間分布. 産業医学 1989;31:216-226.
- 7) 松永一朗、熊谷信二、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 4）片側許容限界を用いた評価法. 産業医学 1989;31:227-234.
- 8) 宮島啓子、田淵武夫、平田 衛、吉田俊明、熊谷信二、松永一朗、小坂 博： 芳香族ニトロ・アミノ化合物曝露労働者におけるメトヘモグロビン等の経時変化. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1989;27:23-28.
- 9) 田淵武夫、熊谷信二、松永一朗、平田 衛、岩佐勲一： クーラー稼動時に合板より発生したホルムアルデヒドによる眼の刺激に関する事例. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1989;27:41-43.
- 10) 熊谷信二、中地重晴、花岡光義、片岡明彦、柴田俊忍： 保育所保育の労働負担： 担当児童年齢による労働負担の違い. 産業医学 1990;32:470-477.
- 11) 熊谷信二、松永一朗、小坂 博： オフセット印刷作業者の有機溶剤曝露状況. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1990;28:33-37.
- 12) 熊谷信二、松永一朗、日下幸則： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 5）個人曝露濃度の日間変動と 1 日測定値の評価法. 産業医学 1992;34:30-38.
- 13) S.Kumagai, I.Matsunaga: Fluctuations of occupational exposure incides to mixtures. Ann.Occup.Hyg. 1992;36:131-143.
- 14) S.Kumagai, I.Matsunaga: The development of a revolving personal sampler. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 1992;53:261-264.
- 15) Y.Kusaka, S.Kumagai, H.Kyono, N.Kohyama, T.Shirakawa: Determination of exposure to cobalt and nickel in the atmosphere in the hard metal industry. Ann.Occup.Hyg. 1992;36:497-507.
- 16) 平田 衛、熊谷信二、田淵武夫、松永一朗、吉田俊明、宮島啓子： 塩化ビニールコンパウンド製造における鉛曝露の実態と背景要因に関する調査研究. 大阪府立公衛研

- 所報 労働衛生編. 1992;30:7-12.
- 17) 熊谷信二、中地重晴、中谷典男、中桐伸五、片岡明彦： 石綿セメント管（水道管）の修繕作業にともなう石綿曝露. 産業医学 1993;35:178-187.
- 18) 熊谷信二、中地重晴、中谷典男、中桐伸五、原 邦夫： 水道局職員の粉塵曝露状況と呼吸器症状愁訴率. 産業医学 1993;35:540-549.
- 19) S.Kumagai, I.Matsunaga, Y.Kusaka: Autocorrelation of short-term and daily average exposure levels in workplaces. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 1993;54:341-350.
- 20) M.Hirata, S.Kumagai, K.Fukumoto, H.Shiki, Y.Sera: Respiratory findings of construction workers exposed to asbestos dust. J.Science Labour (Part II).1993;69:21-24.
- 21) 田井中秀嗣、小坂 博、松永一朗、熊谷信二、宮島啓子、原田七寛： 仕事・生活・健康に関する質問紙調査（第1報）中高齢勤労者における仕事と健康. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1993;31:1-10.
- 22) 宮島啓子、熊谷信二、田井中秀嗣、松永一朗、小坂 博、原田七寛： 仕事・生活・健康に関する質問紙調査（第2報）中高齢勤労者における仕事と日常生活. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1993;31:11-16.
- 23) 松永一朗、宮島啓子、田井中秀嗣、小坂 博、熊谷信二、原田七寛： 仕事・生活・健康に関する質問紙調査（第3報）中高齢勤労者における健康習慣とGHQ. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1993;31:17-22.
- 24) S.Kumagai, I.Matsunaga: Approaches for estimating the distribution of short-term exposure concentrations for different averaging times. Ann.Occup.Hyg. 1994;38:815-825.
- 25) S.Kumagai, I.Matsunaga: Concentrations of urinary metabolites in workers exposed to monochlorobenzene and variation in the concentration during a workshift. Occup.Environ.Med. 1994;51:120-124.
- 26) 田井中秀嗣、小坂 博、吉田俊明、松永一朗、熊谷信二、平田 衛、中村清一、内藤義彦、佐藤真一、飯田 稔、原田七寛： タクシー乗務員の健康調査（第1報）製造業各職種と比較した仕事・生活・健康意識. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1994;32:35-45.
- 27) 松永一朗、熊谷信二、平田 衛、小坂 博、吉田俊明、田井中秀嗣、中村清一、原田七寛： タクシー乗務員の健康調査（第2報）質問紙調査からみた仕事・生活の諸条件と自覚症状との関係. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1994;32:47-55.
- 28) 田淵武夫、田井中秀嗣、熊谷信二、宮島啓子、小坂 博、松永一朗、安藤 剛、原田七寛： 公立保育所保育士の健康調査－腰痛・頸肩腕障害に関する質問紙調査を中心に. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1994;32:65-74.
- 29) S.Kumagai, I.Matsunaga: Changes in the distribution of short-term exposure concentration with different averaging times. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 1995;56:24-31.
- 30) S.Kumagai, I.Matsunaga: Models describing variation of short-term exposure levels of two chemicals. Ann.Occup.Hyg. 1995;39:7-20.
- 31) S.Kumagai, I.Matsunaga: Effect of variation of exposure to airborne chlorobenzene on internal exposure and concentrations of urinary metabolite. Occup.Environ.Med. 1995;52:65-70.
- 32) S.Kumagai, I.Matsunaga: A physiologically based pharmacokinetic model for acetone. Occup.Environ.Med. 1995;52:344-352.
- 33) S.Kumagai, I.Matsunaga: Identification of urinary metabolites of human subjects exposed to *o*-dichlorobenzene. Int.Arch.Occup.Environ.Health 1995;67:207-209.
- 34) S.Kumagai, T.Tabuchi, H.Tainaka, K.Miyajima, I.Matsunaga, H.Kosaka, K.Andoh, A.Seo: Load on the low back of teachers in nursery schools. Int.Arch.Occup.Environ.Health 1995;68:52-57.
- 35) S.Kumagai, Y.Kusaka, S.Goto: Cobalt exposure level and variability in the hard metal industry of Japan. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. 1996;57:365-369.
- 36) Y.Kusaka, M.Iki, S.Kumagai, S.Goto: Epidemiological study of hard metal asthma. Occup.Environ.Med. 1996;53:188-193.
- 37) Y.Kusaka, M.Iki, S.Kumagai, S.Goto: Decreased ventilatory function in hard metal workers. Occup.Environ.Med. 1996;53:194-199.
- 38) S.Kumagai, I.Matsunaga, Y.Kusaka, K.Takagi: Fitness of occupational exposure data to inverse Gaussian distribution. Environ.Modeling Assessment. 1996;1:227-280.
- 39) 熊谷信二、安藤 剛： 石綿の依頼検査結果について. 大阪府立公衛研所報 労働衛生編. 1996;34:35-41.
- 40) 甲田茂樹、熊谷信二、豊田 誠、安田誠史、大原啓志： 病院手術室における麻酔ガス環境濃度と作業環境管理に関する研究. 産衛誌 1997;39:38-45.
- 41) S.Kumagai, Y.Kusaka, S.Goto: Log-normality of distribution of occupational exposure concentrations to cobalt. Ann.Occup.Hyg. 1997;41:281-286.
- 42) K.Takagi, S.Kumagai, I.Matsunaga, Y.Kusaka: Application of inverse Gaussian distribution to occupational exposure data. Ann.Occup.Hyg. 1997;41:505-514.
- 43) S.Kumagai, I.Matsunaga: Relations between exposure to *o*-dichlorobenzene and concentrations of urinary metabolites. J.Occup.Health. 1997;39:124-129.
- 44) S.Kumagai, I.Matsunaga: Quantitative determination of urinary metabolites of *o*-dichlorobenzene using a gas chromatograph. Ind.Health.1997;35:399-403.
- 45) 平田したう、立川隆治、福島典之、夜陣紘治、松島隆浩、熊谷信二、森田栄伸： エアロゾル粒子が室内環境に及ぼす影響について. 耳鼻咽喉科展望. 1997;40:195-200.
- 46) S.Kumagai, I.Matsunaga, T.Tabuchi: Effects of variation in exposure to airborne acetone and difference in workload on acetone concentrations in blood, urine and exhaled air. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. (in press).
- 47) S.Kumagai, I.Matsunaga: Within-shift variability of short-term exposure to organic solvent in indoor workplaces. Am.Ind.Hyg.Assoc.J. (in press).

学会発表

- 1) 熊谷信二、松永一朗、田淵武夫、小坂 博、吉田俊明、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価に関する研究：個人曝露濃度の個人差とタイムスタディー.
第 59 回日本産業衛生学会（1986.4 広島）
- 2) 熊谷信二、松永一朗、田淵武夫、小坂 博、吉田俊明、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価に関する研究（その 2）個人曝露濃度（鉛曝露労働者）の日間変動.
第 60 回日本産業衛生学会（1987.4 東京）
- 3) 松永一朗、熊谷信二、田淵武夫、小坂 博、吉田俊明、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価に関する研究（その 3）日間変動を考慮した個人曝露濃度の評価法.
第 60 回日本産業衛生学会（1987.4 東京）
- 4) 平田 衛、松永一朗、田淵武夫、小坂 博、熊谷信二、吉田俊明、宮島啓子、杉本寛治：塩ビコンパウンド製造業における鉛曝露調査事例.
第 60 回日本産業衛生学会（1987.4 東京）
- 5) 杉本寛治、石橋富和、安藤 剛、中村清一、平田 衛、田淵武夫、小坂 博、松永一朗、熊谷信二、吉田俊明、逢坂隆子： 小規模事業所の職域保健のあり方—大阪府下製造業事業所における健康管理の実施状況. 第 60 回日本産業衛生学会（1987.4 東京）
- 6) 杉本寛治、石橋富和、安藤 剛、中村清一、平田 衛、田淵武夫、小坂 博、松永一朗、熊谷信二、吉田俊明、逢坂隆子： 小規模事業所における健康管理に関する訪問実態調査. 第 28 回社会医学研究会総会（1987.7 名古屋）
- 7) 田淵武夫、熊谷信二、松永一朗、吉田俊明、小坂 博、宮島啓子、平田 衛、杉本寛治：芳香族ニトロ・アミノ化合物取扱い者の環境および健康調査結果について.
第 27 回近畿産業衛生学会（1987.11 奈良）
- 8) 熊谷信二、松永一朗、杉本寛治、日下幸則、白川太郎： 産業有害物の個人曝露量の評価に関する研究（その 4）個人曝露濃度の日間分布について.
第 61 回日本産業衛生学会（1988.4 金沢）
- 9) 松永一朗、熊谷信二、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価に関する研究（その 5）片側許容限界を用いた評価法.
第 61 回日本産業衛生学会（1988.4 金沢）
- 10) 松永一朗、熊谷信二、杉本寛治： 片側許容限界を用いた個人曝露濃度の評価法.
第 28 回日本労働衛生工学会（1988.11 東京）
- 11) 熊谷信二、松永一朗、杉本寛治： 個人曝露濃度（8-h TWA）の日間分布について.
第 28 回日本労働衛生工学会（1988.11 東京）
- 12) 松永一朗、熊谷信二、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価に関する研究（その 6）対数正規型曝露濃度分布の算術平均値の評価法.
第 62 回日本産業衛生学会（1989.4 青森）
- 13) 熊谷信二、松永一朗、杉本寛治： 産業有害物の個人曝露量の評価に関する研究（その 7）日間変動を考慮した混合曝露濃度の評価.
第 62 回日本産業衛生学会（1989.4 青森）
- 14) 宮島啓子、田淵武夫、平田 衛、吉田俊明、熊谷信二、松永一朗、小坂 博、杉本寛治：

芳香族ニトロ・アミノ化合物取曝露労働者におけるメトヘモグロビン等の経時変化.
第 62 回日本産業衛生学会（1989.4 青森）

- 15) 熊谷信二、松永一朗、田淵武夫、吉田俊明： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 8）日間変動を考慮した 1 日測定値の評価法.
第 63 回日本産業衛生学会（1990.4 熊本）
- 16) 松永一朗、熊谷信二、田淵武夫、平田 衛： 建設労働者におけるアスベスト粉塵の吸入状況と健康状態に関するアンケート調査.
第 63 回日本産業衛生学会（1990.4 熊本）
- 17) 熊谷信二、松永一朗、小坂 博： オフセット印刷作業者の有機溶剤曝露状況.
第 30 回近畿産業衛生学会（1990.10 大阪）
- 18) 熊谷信二、松永一朗： 短時間曝露濃度測定のための回転式連続捕集装置の試作.
第 30 回日本労働衛生工学会（1990.11 京都）
- 19) 平田 衛、宮島啓子、吉田俊明、小坂 博、熊谷信二、松永一朗、田淵武夫：有害物曝露事業所における曝露に関する要因の考察—鉛曝露がある塩ビコンパウンド製造業の事例について. 日本産業衛生学会第 24 回中小企業衛生問題研究会（1991.2 京都）
- 20) 松永一朗、熊谷信二： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 9）曝露濃度の日内変動.
第 64 回日本産業衛生学会（1991.3 大阪）
- 21) 熊谷信二、松永一朗： 産業有害物の個人曝露量の評価（その 10）曝露濃度の時系列的相関. 第 64 回日本産業衛生学会（1991.3 大阪）
- 22) 平田 衛、熊谷信二、福本紘一、瀬良好澄： 石綿曝露がある建設労働者に関する健康調査結果について. 第 31 回近畿産業衛生学会（1991.11 西宮）
- 23) 熊谷信二、松永一朗： クロロベンゼン曝露濃度と尿中代謝物量.
第 65 回日本産業衛生学会（1992.3 徳島）
- 24) 小坂 博、田井中秀嗣、田淵武夫、松永一朗、宮島啓子、熊谷信二、平田 衛、安藤 剛、原田七寛： 衛生都市職員の健康に関する質問紙調査（その 2）職場風土と抑うつ症状.
第 65 回日本産業衛生学会（1992.3 徳島）
- 25) 松永一朗、宮島啓子、熊谷信二、田井中秀嗣、田淵武夫、小坂 博、平田 衛、安藤 剛、原田七寛： 衛生都市職員の健康に関する質問紙調査（その 3）日常生活と抑うつ症状.
第 65 回日本産業衛生学会（1992.3 徳島）
- 26) 平田 衛、熊谷信二： 1,2-ジクロルエタン中毒の 1 例.
日本産業衛生学会第 21 回有機溶剤研究会（1992.10 愛知・蒲郡）
- 27) 熊谷信二、松永一朗： 産業有害物の曝露濃度の日内変動.
第 32 回日本労働衛生工学会（1992.11 横浜）
- 28) 熊谷信二、松永一朗： 生理学的シミュレーションモデルのクロロベンゼンへの適用.
第 66 回日本産業衛生学会（1993.4 横浜）
- 29) 田井中秀嗣、小坂 博、松永一朗、熊谷信二、宮島啓子： 仕事・生活・健康に関する質問紙調査（I）仕事と健康. 第 66 回日本産業衛生学会（1993.4 横浜）
- 30) 宮島啓子、熊谷信二、田井中秀嗣、松永一朗、小坂 博： 仕事・生活・健康に関する質問紙調査（II）仕事と日常生活. 第 66 回日本産業衛生学会（1993.4 横浜）

- 31) 松永 一朗、宮島啓子、田井中秀嗣、小坂 博、熊谷信二： 仕事・生活・健康に関する質問紙調査 (III) 健康習慣とG H Q. 第 66 回日本産業衛生学会(1993.4 横浜)
- 32) 熊谷信二、松永 一朗： 個人曝露濃度の自己相関について.
第 33 回日本労働衛生工学会(1993.11 大阪)
- 33) 田淵武夫、田井中秀嗣、熊谷信二、宮島啓子、小坂博、松永 一朗、安藤剛、原田七寛： 公立保育所保母の健康調査 I. 腰痛・頰肩腕障害に関する質問紙調査.
第 67 回日本産業衛生学会(1994.3 岡山)
- 34) 熊谷信二、田淵武夫、田井中秀嗣、宮島啓子、松永 一朗、小坂博、安藤剛、原田七寛、瀬尾明彦： 公立保育所保母の健康調査 II. 担当児童年齢による労働負担の違い.
第 67 回日本産業衛生学会(1994.3 岡山)
- 35) 田井中秀嗣、小坂 博、吉田俊明、松永 一朗、熊谷信二、平田 衛： タクシー乗務員の健康調査 I. 質問紙調査からみた仕事・生活・健康意識を製造業各職種と比較する
第 67 回日本産業衛生学会(1994.3 岡山)
- 36) 松永 一朗、熊谷信二、平田 衛、小坂 博、吉田俊明、田井中秀嗣： タクシー乗務員の健康調査 II. 質問紙調査からみた仕事・生活の諸条件と自覚症状との関連.
第 67 回日本産業衛生学会(1994.3 岡山)
- 37) 熊谷信二、松永 一朗： 水溶性溶剤(アセトン)のための生理学的シミュレーションモデル. 日本産業衛生学会第 23 回有機溶剤中毒研究会(1994.10 北九州)
- 38) 熊谷信二、松永 一朗： 個人曝露濃度の日内変動の大きさについて.
第 34 回日本労働衛生工学会(1994.11 東京)
- 39) 田淵武夫、熊谷信二、松永 一朗： F R P 成形作業におけるスチレンおよびアセトン曝露と尿中代謝物の関係. 第 34 回近畿産業衛生学会(1994.11 和歌山)
- 40) 熊谷信二、田淵武夫、田井中秀嗣、宮島啓子、松永 一朗、小坂博、安藤剛、瀬尾明彦： 保母の上体傾斜角について. 第 68 回日本産業衛生学会(1995.4 名古屋)
- 41) 熊谷信二、寒川 茂： 小学校教員の粉塵曝露. 第 35 回日本労働衛生工学会(1995.10 広島)
- 42) 熊谷信二、松永 一朗、田淵武夫： アセトン曝露濃度の変動が生物学的曝露指標に及ぼす影響. 日本産業衛生学会第 24 回有機溶剤中毒研究会(1995.10 東京)
- 43) 熊谷信二、松永 一朗： o-ジクロロベンゼン曝露濃度と尿中代謝物量の関係.
日本産業衛生学会第 15 回生物学的モニタリング研究会(1995.11 大阪)
- 44) 熊谷信二、松永 一朗： ガスクロによる o-ジクロロベンゼンの尿中代謝物の定量.
第 69 回日本産業衛生学会(1996.6 旭川)
- 45) 坂本理香、車谷典男、名取雄司、熊谷信二、春田春郎、三浦溥太郎： 造船労働にともなう石綿曝露労働者の歴史的コーホート研究 (第 1 報) 対象者の属性と生存者の健康状況. 第 69 回日本産業衛生学会(1996.6 旭川)
- 46) 名取雄司、熊谷信二、坂本理香、車谷典男、春田春郎、三浦溥太郎： 造船労働にともなう石綿曝露労働者の歴史的コーホート研究 (第 2 報) 石綿曝露状況の推定.
第 69 回日本産業衛生学会(1996.6 旭川)
- 47) 車谷典男、名取雄司、坂本理香、熊谷信二、春田春郎、三浦溥太郎： 造船労働にともなう石綿曝露労働者の歴史的コーホート研究 (第 3 報) 死因分析.

- 第 69 回日本産業衛生学会(1996.6 旭川)
- 48) N.Kurumatani, Y.Natori, R.Sakamoto, S.Kumagai, M.Haruta, H.Miura, Y.Zheng, K.Yonemasu: Asbestos exposure and mortality of shipyard workers: a historical cohort study.
The 14th International Scientific Meeting of the International Epidemiological Association (1996.8 Nagoya)
- 49) 熊谷信二、松永 一朗： 水溶性溶剤の取り込み率について.
日本産業衛生学会第 25 回有機溶剤中毒研究会(1996.10 仙台)
- 50) 熊谷信二、甲田茂樹： 医療従事者の有害物曝露状況. 第 36 回労働衛生工学会(1996.10 名古屋)
- 51) 平田 衛、田淵武夫、田井中秀嗣、熊谷信二、安藤 剛、織田 肇： 50 人未満の小規模事業所における総合的健康管理に関する質問紙調査 (第 1 報) 労働衛生管理体制、意識とニーズ. 日本産業衛生学会第 30 回中小企業衛生問題研究会(1997.2 名古屋)
- 52) 田淵武夫、熊谷信二、田井中秀嗣、宮島啓子、小坂 博、松永 一朗、安藤 剛、織田 肇： 公立幼稚園教諭の健康に関する調査 (1) 労働条件および自覚症状について.
第 70 回日本産業衛生学会(1997.4 富山)
- 53) 熊谷信二、田淵武夫、松永 一朗、田井中秀嗣、宮島啓子、小坂 博、安藤 剛、織田 肇、瀬尾明彦： 公立幼稚園教諭の健康に関する調査 (2) 作業内容および作業姿勢.
第 70 回日本産業衛生学会(1997.4 富山)
- 54) 織田 肇、安藤 剛、田井中秀嗣、田淵武夫、平田 衛、熊谷信二： 小規模事業所の健康管理の実態. 第 70 回日本産業衛生学会(1997.4 富山)
- 55) 甲田茂樹、熊谷信二、豊田 誠、安田誠史、大原啓志： 病院職場における有害化学物質の作業環境管理に関する研究. 第 70 回日本産業衛生学会(1997.4 富山)
- 56) 車谷典男、名取雄司、水谷理香、熊谷信二、春田春郎、三浦溥太郎： 造船労働にともなう石綿曝露労働者の歴史的コーホート研究 (第 4 報) 死因分析の続報.
第 70 回日本産業衛生学会(1997.4 富山)
- 57) 熊谷信二、甲田茂樹： 亜酸化窒素曝露濃度の測定法の開発.
第 37 回労働衛生工学会(1997.10 郡山)
- 58) S.Koda, S.Kumagai, M.Toyota, N.Yasyda, H.Ohara: Occupational exposure to hazardous chemicals and working environmental controls in hospitals. the 9th International Conference on Occupational Respiratory Diseases (1997.10 Kyoto)
- 59) N.Kurumatani, Y.Natori, R.Mizutani, S.Kumagai, M.Haruta, H.Miura, K.Yonemasu: A historical cohort mortality study of workers exposed to asbestos in a dockyard, Japan. the 9th International Conference on Occupational Respiratory Diseases (1997.10 Kyoto)
- 60) 平田 衛、田淵武夫、田井中秀嗣、熊谷信二、織田 肇、安藤 剛： 小規模事業所における総合的健康管理に関する調査 (1) 労働衛生管理体制、意識とニーズ.
日本産業衛生学会第 31 回中小企業衛生問題研究会(1997.11 岡山)
- 61) 田淵武夫、平田 衛、田井中秀嗣、熊谷信二、織田 肇、安藤 剛： 小規模事業所における総合的健康管理に関する調査 (2) 健康管理の実態.
日本産業衛生学会第 31 回中小企業衛生問題研究会(1997.11 岡山)